

DETERMINANTES DA PROFICIÊNCIA DOS ESTUDANTES DAS ESCOLAS PÚBLICAS BRASILEIRAS

Wallace Lobato Siqueira
Kalinca Léia Becker
Clailton Ataídes de Freitas

RENDA E SATISFAÇÃO COM A VIDA: UMA ANÁLISE DE DETERMINANTES APLICADA A BRASILEIROS EM 2014

João Víctor Belisário de Almeida
André Braz Golgher

CLIENTELISMO? OPORTUNISMO? AMBOS? OU NENHUM? EVIDÊNCIAS DO EFEITO DO ALINHAMENTO POLÍTICO E DO CALENDÁRIO ELEITORAL SOBRE A PROVISÃO DE CRÉDITO OFICIAL AOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Francielly de Fátima Almeida
Henrique Augusto Campos Fernandez Hott
Sergio Naruhiko Sakurai

PROVIAS DO BNDES: UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS ECONÔMICOS E SOCIAIS

Silvia Quiota
Verônica Inês Fernandez Orellano
Enlinson Mattos

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DO DIFERENCIAL DE DESEMPENHO DOS COLÉGIOS MILITARES NO BRASIL

Felipe César Marques
Marina Silva da Cunha

INCLUDING TOURISM IN THE INPUT-OUTPUT MATRIX OF CEARÁ USING THE TOURISM SATELLITE ACCOUNT

Christiano Modesto Penna
Francisco Assuero Monteiro Saraiva
Maurício Cabrera Baca
Luana Lima Bandeira Araújo

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe



Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta

Luciana Mendes Santos Servo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Gaiger Silveira

Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Luseni Maria Cordeiro de Aquino

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Roberto Amitrano

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Aristides Monteiro Neto

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Pedro Carvalho de Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Letícia Bartholo de Oliveira e Silva

Diretora de Estudos Internacionais

Keiti da Rocha Gomes

Chefe de Gabinete

Alexandre dos Santos Cunha

Coordenadora-Geral de Imprensa e

Comunicação Social

Gisele Amaral de Souza

Ouvidoria: <https://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <https://www.ipea.gov.br>

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

CORPO EDITORIAL

Editor

Maurício Cortez Reis

Coeditores

Marco A. F. H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (Cedeplar/UFGM)

José Raimundo Carvalho (CAEN/UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (Cedeplar/UFGM)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

Flavia dos Santos Fernandes

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2025

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n. 1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - O 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppe55n1>

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e ePUB (livros e periódicos). Acesse: <https://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

DETERMINANTES DA PROFICIÊNCIA DOS ESTUDANTES DAS ESCOLAS PÚBLICAS BRASILEIRAS	9
Wallace Lobato Siqueira Kalinca Léia Becker Clailton Ataídes de Freitas	
RENDA E SATISFAÇÃO COM A VIDA: UMA ANÁLISE DE DETERMINANTES APLICADA A BRASILEIROS EM 2014	43
João Victor Belisário de Almeida André Braz Golgher	
CLIENTELISMO? OPORTUNISMO? AMBOS? OU NENHUM? EVIDÊNCIAS DO EFEITO DO ALINHAMENTO POLÍTICO E DO CALENDÁRIO ELEITORAL SOBRE A PROVISÃO DE CRÉDITO OFICIAL AOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	77
Francielly de Fátima Almeida Henrique Augusto Campos Fernandez Hott Sergio Naruhiko Sakurai	
PROVIAS DO BNDES: UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS ECONÔMICOS E SOCIAIS	111
Sílvia Quiota Verônica Inês Fernandez Orellano Enlinson Mattos	
DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DO DIFERENCIAL DE DESEMPENHO DOS COLÉGIOS MILITARES NO BRASIL.....	139
Feliipe César Marques Marina Silva da Cunha	
INCLUINDO O TURISMO NA MATRIZ INSUMO-PRODUTO DO CEARÁ.....	181
Christiano Modesto Penna Francisco Assuero Monteiro Saraiva Maurício Cabrera Baca Luana Lima Bandeira Araújo	

CONTENTS

DETERMINANTS OF STUDENTS' PROFICIENCY IN BRAZILIAN PUBLIC SCHOOLS	9
Wallace Lobato Siqueira	
Kalinca Léia Becker	
Clailton Ataídes de Freitas	
 INCOME AND LIFE SATISFACTION: AN ANALYSIS OF DETERMINANTS APPLIED TO BRAZILIAN DATA OF 2014	 43
João Victor Belisário de Almeida	
André Braz Golgher	
 CLIENTELISM? OPPORTUNISM? BOTH? OR NEITHER? EVIDENCE OF THE EFFECT OF POLITICAL ALIGNMENT ON THE PROVISION OF OFFICIAL CREDIT TO BRAZILIAN MUNICIPALITIES	 77
Francielly de Fátima Almeida	
Henrique Augusto Campos Fernandez Hott	
Sergio Naruhiko Sakurai	
 PUBLIC FUNDING FOR INVESTMENTS IN INFRASTRUCTURE: THE CASE OF THE ROAD IMPROVEMENTS PROGRAM IN BRAZIL	 111
Sílvia Quiota	
Verônica Inês Fernandez Orellano	
Enlinson Mattos	
 QUANTILE DECOMPOSITION OF PERFORMANCE DIFFERENTIAL AMONG MILITARY SCHOOLS IN BRAZIL	 139
Felipe César Marques	
Marina Silva da Cunha	
 INCLUDING TOURISM IN THE INPUT-OUTPUT MATRIX OF CEARÁ USING THE TOURISM SATELLITE ACCOUNT	 181
Christiano Modesto Penna	
Francisco Assuero Monteiro Saraiva	
Maurício Cabrera Baca	
Luana Lima Bandeira Araújo	

DETERMINANTES DA PROFICIÊNCIA DOS ESTUDANTES DAS ESCOLAS PÚBLICAS BRASILEIRAS¹

Wallace Lobato Siqueira²

Kalinca Léia Becker³

Clailton Ataídes de Freitas⁴

Este estudo analisou os determinantes da proficiência em matemática dos estudantes do nono ano do ensino fundamental em escolas públicas brasileiras, utilizando dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e do Censo Escolar de 2011 a 2017, empregando metodologias de análise exploratória de dados espaciais e modelos de dados em painel espacial. A análise identificou *clusters* espaciais significativos das notas e destacou a importância das práticas, como a frequência dos alunos em realizar exercícios e a correção pelo professor, na melhoria da proficiência escolar. Também foi identificado transbordamento espacial, indicando a formação de *clusters* de qualidade educacional.

Palavras-chave: desempenho escolar; análise espacial; desigualdades regionais.

DETERMINANTS OF STUDENTS' PROFICIENCY IN BRAZILIAN PUBLIC SCHOOLS

This study analyzed the determinants of mathematics proficiency among 9th-grade students in Brazilian public schools, using data from the National Assessment System for Basic Education and the School Census from 2011 to 2017, employing methodologies of exploratory spatial data analysis and spatial panel data models. The analysis identified significant spatial clusters of scores and highlighted the importance of practices such as the frequency of students doing exercises and teachers correcting them, in improving educational proficiency. Spatial spillover effect was also identified, indicating the formation of clusters of educational quality.

Keywords: school performance; spatial analysis; regional inequalities.

JEL: I21; C31; C33.

1 INTRODUÇÃO

O desempenho educacional em escolas públicas brasileiras é uma área de interesse crescente entre pesquisadores e formuladores de políticas públicas. Diversos estudos teóricos e empíricos têm se dedicado a identificar os fatores que determinam a qualidade da educação e a eficiência dos gastos educacionais (Biondi e Felício, 2007; Cadaval e Monteiro, 2011; Curi e Menezes-Filho, 2009). Tais investigações são fundamentais para avaliar, orientar e direcionar as políticas públicas voltadas para a melhoria do sistema educacional.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n1art1>

2. Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV). E-mail: wallacelobato@live.com.

3. Professora no Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D/UFSM). E-mail: kalinca.becker@ufsm.br.

4. Professor no PPGE&D/UFSM. E-mail: clailton.freitas@ufsm.br.

Para monitorar e avaliar a qualidade da educação, o governo brasileiro, por meio do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, Ministério da Educação (Inep/MEC), implementou o Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb). O Saeb consiste em testes padronizados bienais nas disciplinas de língua portuguesa, matemática, ciências naturais e ciências humanas para alunos de escolas públicas e, opcionalmente, de escolas privadas em todo o território nacional. Além de medir a proficiência dos alunos, o exame coleta informações detalhadas sobre os professores, diretores e infraestrutura escolar, complementadas pelos dados do Censo Escolar.

Apesar dos esforços contínuos para melhorar a qualidade da educação, os resultados de avaliações internas e comparações internacionais indicam que a proficiência dos alunos brasileiros ainda é insatisfatória. No Programa Internacional de Avaliação de Alunos (*Programme for International Student Assessment – Pisa*) de 2018, o Brasil ficou entre os últimos colocados em ciências, leitura e matemática, com pontuações bem abaixo da média dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) (OECD, 2020). Internamente, o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), que mensura a qualidade da educação com base nos resultados do Saeb e da Prova Brasil, revela um crescimento lento e desigual entre as regiões do país, com as regiões Sul e Sudeste consistentemente apresentando melhores resultados em comparação com as demais regiões (Brasil, 2021).

As disparidades regionais no desempenho escolar podem ser atribuídas a uma série de fatores, incluindo efeitos de transbordamento, mobilidade do capital humano, determinantes históricos e culturais. Medeiros e Oliveira (2014) indicam que a composição social das populações locais e a distribuição desigual de oportunidades educacionais contribuem para essas desigualdades. Além disso, a infraestrutura física das escolas e a qualificação dos professores são frequentemente citadas na literatura como determinantes críticos da qualidade da educação (Soares Neto *et al.*, 2013; Hanushek, 2006; Hanushek e Rivkin, 2006; Bezerra e Kassouf, 2006). Acrescentem-se fatores idiossincráticos, como as condições econômicas e a educação dos pais, que também têm impacto significativo na proficiência dos alunos em testes padronizados (Albernaz, Ferreira e Franco, 2002).

Diante disso, este estudo tem como objetivo analisar os efeitos do *background* familiar, da infraestrutura física escolar e da qualificação dos professores na proficiência em matemática dos alunos do nono ano do ensino fundamental em escolas públicas brasileiras, controlando os possíveis efeitos espaciais associados aos *clusters* de qualidade da educação. Para isso, foram utilizados os dados do Inep entre 2011 e 2017.

A disciplina de matemática foi escolhida, por ser um conhecimento universal, que permite comparações entre testes, tanto nacionais quanto internacionais.

No que se refere ao período, ele foi escolhido pela disponibilidade dos dados georreferenciados acessíveis pelo *site* do Inep, ou seja, informações que permitem verificar a localização geográfica da origem do dado aferido, fato esse que passou a ser de acesso público a partir de 2011.

Os resultados deste estudo indicam que melhorias na infraestrutura escolar e uma qualificação docente mais elevada estão positivamente correlacionadas com o aumento da proficiência em matemática, enquanto o *background* familiar continua a desempenhar um papel mais significativo. As implicações desses achados sugerem que políticas públicas voltadas para a melhoria da infraestrutura escolar e para a formação contínua dos professores podem contribuir significativamente para a redução das desigualdades educacionais e para a melhoria dos resultados acadêmicos dos alunos.

2 FATORES QUE INFLUENCIAM O DESEMPENHO ESCOLAR

O desempenho dos estudantes é moldado por uma combinação complexa de fatores, destacando-se a infraestrutura escolar, a capacitação dos professores e o contexto familiar dos alunos. Esta seção explora como esses elementos interagem para influenciar os resultados educacionais, enfatizando a importância de cada um na contribuição para o sucesso ou dificuldades dos estudantes. A abordagem integrada desses fatores pode ser crucial para entender e melhorar a qualidade da educação oferecida nas escolas públicas.

2.1 Infraestrutura física do ambiente escolar e insumos escolares

A infraestrutura escolar e os insumos educacionais são fundamentais para a qualidade da educação e, conseqüentemente, para o desempenho dos alunos. Estudos indicam que um ambiente escolar adequado pode melhorar os resultados acadêmicos (Belmonte *et al.*, 2019; Scriptore, Azzoni e Menezes Filho, 2018; Hong e Zimmer, 2016). Na Itália, após um terremoto, um investimento adicional de 100 euros por aluno em infraestrutura resultou em melhorias nas pontuações em matemática e italiano, evidenciando como investimentos direcionados a infraestrutura física escolar podem trazer benefícios tangíveis ao aprendizado dos estudantes (Belmonte *et al.*, 2019).

No Brasil, a disparidade na qualidade da infraestrutura escolar é notável. Escolas com melhores instalações e recursos como laboratórios, bibliotecas e equipamentos tecnológicos tendem a ter alunos com desempenho acadêmico superior (Biondi e Felício, 2007; Amâncio-Vieira *et al.*, 2015). No entanto, as disparidades vão além do acesso; as diferenças regionais também contribuem para as desigualdades educacionais. Regiões como o Norte e o Nordeste enfrentam grandes desafios com instalações precárias e apenas uma pequena fração das escolas tem infraestrutura

adequada, afetando negativamente o desempenho dos estudantes. Investir na melhoria da infraestrutura física nessas áreas pode ser uma estratégia eficaz para reduzir as desigualdades educacionais (Soares Neto *et al.*, 2013; Tavares, Camelo e Paciência, 2018).

A capacidade de financiamento público em educação também desempenha um papel importante. Estados e municípios brasileiros variam significativamente em sua capacidade de investimento. Estados com maior capacidade financeira, como São Paulo, conseguem investir até 4,5 vezes mais por aluno em comparação com estados menos favorecidos, como o Maranhão. Isso resulta em disparidades significativas na qualidade da infraestrutura escolar, que, por sua vez, refletem nos resultados educacionais (Castro e Sadeck, 2003). Nesse cenário, a eficiência na gestão dos recursos é fundamental. Uma gestão eficiente dos recursos educacionais pode maximizar os benefícios dos investimentos em infraestrutura. Isso inclui não apenas a construção e a manutenção de instalações escolares, mas também a provisão de recursos educacionais essenciais, como materiais didáticos e tecnológicos (Klein, 2006; Hanushek, 2006).

Além da infraestrutura física do ambiente escolar, fatores como saneamento básico também influenciam o desempenho acadêmico. Melhores condições de saneamento estão associadas a aumentos na frequência escolar e a reduções nas taxas de evasão e de repetência. A disponibilidade de água potável bem como coleta e tratamento de esgoto também criam um ambiente mais saudável para os alunos, facilitando a concentração e o aprendizado (Scriptore, Azzoni e Menezes Filho, 2018; Silva, 2017).

Diante disso, pode-se entender que investimentos bem planejados e direcionados à infraestrutura física do ambiente escolar são fundamentais para a melhoria do desempenho educacional. A combinação de uma boa infraestrutura com insumos escolares adequados pode proporcionar um ambiente de aprendizagem mais eficaz, resultando em melhores resultados acadêmicos para os alunos. Além disso, fatores externos como saneamento complementam esses benefícios, reforçando a necessidade de políticas públicas integradas que abordem todos os aspectos que influenciam a qualidade da educação (Felício e Fernandes, 2005; Bezerra e Kassouf, 2006; Oliveira e Soares, 2012; Cadaval e Monteiro, 2011; Ferrão *et al.*, 2001).

2.2 Professores e sua qualificação

A qualificação e a eficácia dos docentes também são aspectos fundamentais que podem afetar diretamente o desempenho educacional dos alunos. Professores bem-preparados e com experiência têm a capacidade de melhorar os resultados acadêmicos, influenciando positivamente o desenvolvimento e o aprendizado dos estudantes.

Estudos indicam que a escolaridade adicional dos professores, especialmente daqueles que lecionam disciplinas como matemática e ciências, está correlacionada com melhores desempenhos dos alunos em testes padronizados. Da mesma forma, professores com nível de mestrado apresentam alunos com resultados mais altos em exames em comparação com aqueles que têm apenas a graduação (Coenen *et al.*, 2018). Isso, porque a formação contínua e especializada dos docentes é um fator essencial para a melhoria da qualidade da educação (Hanushek, 2006; Hanushek e Rivkin, 2006).

A participação dos professores em programas de desenvolvimento profissional contínuo também é fundamental. Docentes que se engajam e aplicam metodologias de ensino centradas no aluno tendem a promover um melhor desempenho acadêmico (Chevalier *et al.*, 2013), pois a capacidade dos docentes de criar um ambiente de aprendizagem positivo e inclusivo também é essencial para o sucesso educacional dos alunos (Biondi e Felício, 2007).

A experiência dos professores também pode contribuir para o aprendizado. Pesquisas indicam que docentes com mais anos de exercício tendem a ser mais eficazes em sala de aula, embora esse efeito se atenuie ao longo do tempo. Quando combinada a práticas pedagógicas atualizadas e metodologias inovadoras, essa experiência pode maximizar o aprendizado dos alunos (Coenen *et al.*, 2018; Franco e Menezes Filho, 2017).

A gestão escolar e o apoio aos docentes são igualmente importantes. Escolas que oferecem suporte adequado aos professores, como oportunidades de desenvolvimento, recursos didáticos e um ambiente de trabalho colaborativo, conseguem criar condições mais favoráveis para o ensino e a aprendizagem (Tavares, Camelo e Paciência, 2018; Hanushek e Rivkin, 2006).

A eficiência e a eficácia dos professores são influenciadas por diversos fatores, incluindo a infraestrutura escolar e os recursos disponíveis. Escolas bem equipadas e com boa infraestrutura proporcionam um ambiente mais propício para o ensino, permitindo que os professores desempenhem melhor suas funções e os alunos atinjam melhores resultados acadêmicos (Biondi e Felício, 2007; Soares Neto *et al.*, 2013).

Logo, a qualificação dos docentes é um dos pilares para a melhoria da educação. Investir na formação contínua dos professores, proporcionar experiências pedagógicas e oferecer suporte institucional adequado são estratégias essenciais para garantir um ensino de qualidade e, conseqüentemente, melhorar o desempenho dos alunos (Coenen *et al.*, 2018; Hanushek, 2006; Hanushek e Rivkin, 2006; Chevalier *et al.*, 2013; Biondi e Felício, 2007; Tavares, Camelo e Paciência, 2018; Soares Neto *et al.*, 2013).

2.3 Efeito do contexto e das circunstâncias familiares

Embora a infraestrutura física e a qualificação dos professores sejam essenciais para o desenvolvimento educacional dos estudantes e possam promover um desempenho acadêmico melhor, o contexto familiar emerge como um fator determinante, que exerce um efeito ainda mais direto no desempenho educacional. As condições socioeconômicas, a escolaridade dos pais e o ambiente familiar como um todo são fundamentais no desenvolvimento cognitivo e acadêmico dos alunos, influenciando seus resultados educacionais (Sampson, Raudenbush e Earls, 1997; Lefebvre e Merrigan, 1998).

A escolaridade dos pais, especialmente da mãe, é identificada como um dos principais determinantes do desempenho escolar dos alunos. Estudos indicam que crianças cujas mães têm níveis mais elevados de educação tendem a apresentar melhores resultados em testes padronizados. A educação dos pais está associada a uma maior valorização da educação, a maiores expectativas acadêmicas e a um ambiente doméstico mais favorável ao estudo (Cadaval e Monteiro, 2011). Além disso, o nível educacional tanto do pai quanto da mãe pode influenciar diretamente a capacidade de apoiar as tarefas escolares e a motivação dos filhos para o aprendizado (Chevalier *et al.*, 2013).

Famílias com maior renda têm mais recursos para investir na educação dos filhos, proporcionando acesso a materiais escolares, a tecnologia, a tutoria e a atividades extracurriculares. Essas famílias também podem oferecer um ambiente doméstico mais estável e menos estressante, o que é benéfico para o desempenho acadêmico (Félicio e Fernandes, 2005). Por outro lado, a pobreza pode levar a uma série de desafios, incluindo a necessidade de trabalho infantil, falta de recursos e condições de vida precárias, que afetam negativamente o desempenho escolar (Medeiros e Oliveira, 2014).

Além desses, o capital cultural da família – que inclui práticas de leitura, acesso a livros e estímulos culturais – também tem efeito no desempenho educacional. Crianças que crescem em lares onde a leitura é incentivada e há acesso a livros e a outros materiais educativos tendem a desenvolver melhores habilidades de leitura e de escrita (Hanushek, 2006). Esse ambiente rico em estímulos culturais promove um desenvolvimento cognitivo mais robusto, que reflete em melhores desempenhos acadêmicos (Behrman e Rosenzweig, 2002).

A estrutura familiar, incluindo a presença de ambos os pais no lar e a estabilidade familiar, também influencia o desempenho dos alunos. Estudos sugerem que crianças de famílias monoparentais ou que experienciam instabilidade familiar tendem a ter mais dificuldades na escola. A presença de ambos os pais está associada a um maior suporte emocional e acadêmico, que são essenciais para o sucesso escolar (Franco *et al.*, 2007). Além disso, o envolvimento dos pais na vida escolar dos filhos é um

fator crucial. Pais que participam ativamente das atividades escolares, monitoram o progresso acadêmico e incentivam a educação dos filhos ajudam a criar um ambiente propício para o aprendizado. Esse envolvimento está correlacionado com melhores resultados acadêmicos e com maior engajamento dos alunos na escola (Barros *et al.*, 2001; Franco e Menezes Filho, 2012).

O efeito do ambiente familiar no desempenho educacional dos alunos é profundo e diversificado. Fatores como a escolaridade e a renda dos pais, o capital cultural da família, a estrutura familiar e o envolvimento parental são fundamentais para o sucesso acadêmico dos estudantes. Políticas educacionais eficazes devem promover iniciativas que atenuem as desigualdades socioeconômicas e fomentem mais ambientes que favoreçam a aprendizagem (Medeiros e Oliveira, 2014; Oliveira e Soares, 2012; Silva, 2017).

3 METODOLOGIA

Nesta seção, são explorados os fundamentos da análise exploratória de dados espaciais e de dados em painel espacial. O processo começa com a introdução aos métodos espaciais, incluindo a construção de matrizes de pesos espaciais e a análise da autocorrelação por meio do índice de Moran univariado, tanto em sua forma global quanto local. Posteriormente, são detalhados os procedimentos econométricos relacionados aos modelos de dados em painel e modelos que incorporam dependência espacial. Por fim, são descritas a fonte e a base de dados utilizadas neste estudo.

3.1 Análise exploratória de dados espaciais

A econometria espacial expande as capacidades dos modelos clássicos de regressão linear, ao integrar elementos como autocorrelação e heterogeneidade espaciais. Essa abordagem considera como a localização geográfica e as características próprias de um município influenciam não só a si mesmas, mas também as regiões próximas. Ignorar a dependência espacial pode levar a estimativas viesadas e comprometer a validade das inferências estatísticas. A metodologia inclui o uso de matrizes de pesos espaciais, e a escolha da matriz adequada é importante para captar as dinâmicas espaciais corretamente, empregando testes como o índice de Moran, para verificar autocorrelações e identificar *clusters* espaciais (Almeida, 2012; Cliff e Ord, 1981).

A dependência espacial, que gera autocorrelação e heterogeneidade espacial, reflete a influência mútua entre localizações geográficas próximas dentro de um mesmo ambiente. Essa interação é quantificada por meio de matrizes de contiguidade, distância inversa ou por k vizinhos, em que k representa o número de áreas adjacentes consideradas ($k = 1, 2, 3, \dots, n$). No entanto, conforme a primeira lei da geografia, regiões mais próximas têm maior interdependência do que aquelas

mais distantes. Assim, as matrizes contêm informações sobre como cada unidade espacial está conectada às outras, podendo ser estruturadas com base em conceitos como rainha e torre, similares aos usados no xadrez (Almeida, 2012; Tobler, 1970).

Neste estudo, a seleção da matriz de ponderação espacial seguiu um método similar ao proposto por Baumont (2004), que envolve regredir o modelo pelos mínimos quadrados ordinários para diversas configurações de matriz, avaliar os resíduos e aplicar o teste do índice de Moran global univariado. A escolha recai sobre a configuração com o maior valor estatisticamente significativo. Para isso, foram consideradas as matrizes do tipo rainha, torre, distância inversa e de k vizinhos.

Uma vez definida a matriz de pesos espaciais, o próximo passo é verificar a distribuição espacial dos dados. Caso não haja autocorrelação espacial, procede-se à análise, utilizando-se a metodologia econométrica linear clássica. No entanto, se autocorrelação espacial for detectada, recorre-se à econometria espacial. A análise exploratória de dados espaciais (Aede) é então iniciada, verificando-se a existência de autocorrelação espacial e a formação de *clusters* espaciais, com o auxílio das estatísticas do índice de Moran global e local univariado (Almeida, 2012; Stakhovych e Bijmolt, 2009).

O índice de Moran global univariado é empregado, para determinar a dependência espacial linear entre os municípios. Essa estatística quantifica a proporção de desvios em relação à média da autocorrelação espacial, variando de -1 a 1, em que valores próximos a 0 indicam ausência de dependência linear e valores próximos a 1 sugerem forte autocorrelação espacial (Almeida, 2012). O índice é dado por:

$$I = \left(\frac{n}{\sum_{i=1}^n W_{ij}} \right) \left(\frac{(\text{Matemática})' W (\text{Matemática})}{(\text{Matemática})' (\text{Matemática})} \right) \quad (1)$$

Na equação (1), I representa o índice de Moran global univariado; n é o número de unidades espaciais analisadas; $\sum_{i=1}^n W_{ij}$ indica o somatório dos elementos da matriz de contiguidade W , pelo qual j denota os vizinhos próximos da região i ; e Matemática é o vetor da variável de observações de interesse – neste estudo, a média da proficiência municipal em matemática no exame do Saeb.

Embora a autocorrelação global seja útil, ela pode negligenciar padrões locais de autocorrelação espacial. Por isso, o índice de Moran local univariado é utilizado para analisar a autocorrelação de cada unidade específica. Esse índice divide-se em quatro quadrantes: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA), permitindo identificar como cada município interage com seus vizinhos. Um valor maior que 0 indica autocorrelação positiva, enquanto um valor menor que 0 indica negativa; e 0 indica a ausência de *clusters* (Almeida, 2012). A estatística é dada por:

$$I_i = (\text{Matemática})_i \sum_{j=1}^J W_{ij} (\text{Matemática})_j \quad (2)$$

Na equação (2), I_i indica o índice de Moran local univariado; Matemática_i , o valor da observação na cidade i ; Matemática_j representa o vetor da variável observada na região próxima a i ; e $\sum_{j=1}^J W_{ij} (\text{Matemática})_j$, o somatório dos elementos da matriz de contiguidade W .

3.2 Especificação dos modelos econométricos

Após identificar a autocorrelação espacial, a análise prossegue com a modelagem de dados em painel espacial, que engloba séries temporais longitudinais e incorpora a dependência espacial. Os modelos de painel são divididos em efeitos fixos (FE) e efeitos aleatórios (RE). O modelo de efeitos fixos trata as heterogeneidades não observadas que estão correlacionadas com os regressores, capturando-as através de interceptos específicos para cada unidade. Por outro lado, o modelo de efeitos aleatórios pressupõe que os efeitos não observados são estocásticos e invariantes ao longo do tempo, e assume que esses efeitos não estão correlacionados com os regressores. Essa diferenciação é essencial para a escolha do modelo adequado à estrutura dos dados e à natureza das variáveis (Greene, 2012).

O modelo geral de dados em painel com FE pode ser expresso por:

$$\text{Matemática}_{it} = \alpha_i + \beta X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Na fórmula (3), Matemática_{it} representa a variável dependente: a proficiência média municipal de matemática no exame do Saeb para o município i no ano t ; α_i são os FE, que são específicos de cada cidade i , capturando características individuais não observadas que são constantes ao longo do tempo; X'_{it} indica o vetor transposto das variáveis independentes; enquanto β é o vetor de parâmetros das variáveis explicativas; e ε_{it} é o termo de erro aleatório do modelo (Greene, 2012).

O modelo de RE é estruturado da seguinte maneira:

$$\text{Matemática}_{it} = \alpha + \beta X'_{it} + \xi_{it} \quad (4)$$

$$\xi_{it} = u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Nas equações (4) e (5), α representa o intercepto comum a todas as unidades e ξ_{it} reporta o termo de erro composto, que inclui u_i , o efeito aleatório específico do município i , que é constante ao longo do tempo e reflete a heterogeneidade não observada entre as unidades, e ε_{it} , que é o termo de erro aleatório do modelo (Greene, 2012).

Ao incorporar defasagens espaciais, o modelo geral autorregressivo (*spatial autoregressive combined* – SAC) é formulado como segue:

$$\text{Matemática}_{it} = \rho W_i \text{Matemática}_{it} + \beta X'_{it} + \xi_{it} \quad (6)$$

$$\xi_{it} = \lambda W_j \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Nas equações (6) e (7), ρ e λ são parâmetros espaciais relacionados, respectivamente, à variável dependente e ao erro espacialmente correlacionado; $W_i \text{Matemática}_{it}$ representa a defasagem espacial da variável explicada; e $W_j \xi_{it}$, a defasagem espacial dos erros não modelados, sendo W_i e W_j as matrizes de ponderação espacial, que podem ser distintas entre si (Elhorst, 2014; Almeida, 2012; Stakhovych e Bijmolt, 2009).

Para obter o modelo autorregressivo espacial (*spatial autoregressive model* – SAR) e o modelo com erro autorregressivo (*spatial error model* – SEM), restrições são aplicadas aos parâmetros ρ e λ do modelo SAC. O modelo SAR é obtido, ao impor $\rho \neq 0$ e $\lambda = 0$, resultando na seguinte formulação:

$$\text{Matemática}_{it} = \rho W_i \text{Matemática}_{it} + \beta X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Na equação (8), ρ captura o efeito de interação espacial, demonstrando como uma variação na média do exame do Saeb de uma cidade pode influenciar as regiões vizinhas, o que pode evidenciar o efeito de transbordamento da qualidade da educação (Elhorst, 2014; Almeida, 2012).

O modelo SEM é definido, ao impor $\rho = 0$ e $\lambda \neq 0$, sendo especificado por:

$$\text{Matemática}_{it} = \beta X'_{it} + \xi_{it} \quad (9)$$

$$\xi_{it} = \lambda W_j \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Nas equações (9) e (10), λ permite captar a dependência espacial do erro, caracterizado por efeitos não modelados ou por ausência de medidas apropriadas (Elhorst, 2014; Almeida, 2012).

Esses modelos espaciais utilizam parâmetros defasados para captar a estrutura de correlação espacial, abordando as principais defasagens globais que se busca identificar empiricamente na política de educação básica no nível municipal.

O método de estimação empregado foi o de máxima verossimilhança,⁵ que proporciona estimativas que maximizam a probabilidade de se observarem os dados populacionais, resultando em parâmetros consistentes, eficientes e seguindo uma distribuição normal (Lee, 2004; Elhorst, 2014).

5. Para mais informações sobre o método, ver o capítulo 3 de Elhorst (2014, p. 37-93) e Almeida (2012).

3.3 Testes econométricos

Para garantir a adequação dos modelos econométricos utilizados, é essencial a implementação de uma série de testes estatísticos. Os testes de White e Wooldridge são aplicados para identificar heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos, respectivamente. Os testes de Chow e Breusch-Pagan são empregados para comparar os modelos *pooled* com os modelos de FE e RE, ajudando a determinar qual estrutura melhor se ajusta às características não observadas dos dados. Os testes de Hausman, incluindo sua versão robusta, são utilizados para escolher entre modelos de RE e FE, levando em conta potenciais violações da homoscedasticidade e autocorrelação. Adicionalmente, os testes CD de Pesaran (2004; 2015) examinam a presença de dependência e fraca dependência transversal nos modelos de painel, enquanto o critério de informação de Akaike (AIC) é empregado e orienta a escolha do modelo que melhor se ajusta aos dados, considerando a qualidade do ajuste e a complexidade do modelo (Bozdogan, 1987). O quadro 1 apresenta um resumo das hipóteses associadas a cada teste implementado.

QUADRO 1
Hipóteses dos testes

Teste	Hipóteses
Chow	H ₀ : Modelagem <i>pooled</i> H _A : Modelagem de efeitos fixos
Breusch-Pagan	H ₀ : Modelagem <i>pooled</i> H _A : Modelagem de efeitos aleatórios
White	H ₀ : Homoscedasticidade H _A : Heterocedasticidade
Wooldridge	H ₀ : Ausência de autocorrelação H _A : Autocorrelação
Hausman e Hausman robusto	H ₀ : Efeitos aleatórios H _A : Efeitos fixos
CD de Pesaran (2004)	H ₀ : Independência dos <i>cross sections</i> H _A : Dependência entre os <i>cross sections</i>
CD de Pesaran (2015)	H ₀ : Fraca dependência entre os <i>cross sections</i> H _A : Dependência entre os <i>cross sections</i>

Elaboração dos autores.

3.4 Fonte e base de dados

Este estudo investiga os efeitos de fatores como características familiares, infraestrutura física escolar e qualificação dos professores sobre a proficiência em matemática de alunos do nono ano do ensino fundamental em escolas públicas brasileiras e realiza um teste empírico para identificar a formação de *clusters* de qualidade da educação. Utilizando microdados bianuais do Saeb de 2011 a 2017 (Brasil, 2020a), juntamente com informações do Censo Escolar (Brasil, 2020b),

foram selecionadas 32 variáveis independentes. Essas variáveis cobrem aspectos que foram identificados, com base na revisão da literatura e na disponibilidade dos dados, como potencialmente influentes no desempenho acadêmico dos estudantes. A descrição dessas variáveis é apresentada no quadro 2.

Para enfrentar o desafio de painéis desbalanceados, típico em análises de dados em painel espacial, os dados faltantes foram substituídos pela média da microrregião correspondente. Essa abordagem visa minimizar possíveis vieses introduzidos pela ausência de dados, assegurando a integridade da análise.

A próxima seção apresentará as estatísticas descritivas e os resultados das análises, explorando as relações entre as variáveis e o desempenho dos estudantes em matemática, proporcionando *insights* sobre as dinâmicas que influenciam a aprendizagem dos alunos.

QUADRO 2
Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Variável dependente	
Matemática	Proficiência média municipal de matemática no exame do Saeb para o nono ano
Variáveis independentes	
Condições e características do contexto familiar dos estudantes	
Sexo	Proporção de estudantes do sexo masculino
Etnia	Proporção de estudantes autodeclarados brancos
DIS	Proporção de estudantes que têm um ou mais anos de distorção idade-série
Mora.Mãe	Proporção de estudantes que moram com a mãe
Mãe.EM	Proporção de mães que têm o ensino médio completo
Mãe.ES	Proporção de mães que têm o ensino superior completo
Mora.Pai	Proporção de estudantes que moram com o pai
Pai.EM	Proporção de pais que têm o ensino médio completo
Pai.ES	Proporção de pais que têm o ensino superior completo
Reunião	Proporção de responsáveis que frequentam reuniões de pais e mestres
Leitura	Proporção de estudantes que praticam leitura de livros, jornais, quadrinhos e revistas ¹
HTD	Proporção de estudantes que dedicam uma hora ou mais aos afazeres domésticos
Trabalha	Proporção de estudantes que trabalham (formal ou informalmente)
Pré.Escola	Proporção de estudantes que ingressaram na pré-escola
Reprovação	Proporção de estudantes que foram reprovados uma ou mais vezes
Faz.Exer	Proporção de estudantes que fazem o dever de casa de matemática com frequência
Corrige.Exer	Proporção de estudantes que reportaram a correção frequente do dever de casa de matemática pelo professor

(Continua)

(Continuação)

Variável	Descrição
Características dos docentes	
Prof.Atualiz	Proporção de professores com atualização em matemática
Prof.Esp	Proporção de professores com especialização em matemática
Prof.Me	Proporção de professores com mestrado
Prof.Dr	Proporção de professores com doutorado
Características de infraestrutura física escolar	
Água.Filtra	Proporção de escolas que têm água filtrada
Água.RP	Proporção de escolas que dispõem de abastecimento de água da rede pública
Eletricidade	Proporção de escolas que dispõem de abastecimento de energia elétrica da rede pública
Esgoto	Proporção de escolas que dispõem de coleta de esgoto da rede pública
C.Lixo	Proporção de escolas que dispõem de coleta periódica de lixo
Lab.Info	Proporção de escolas que têm laboratório de informática
Lab.Ciências	Proporção de escolas que têm laboratório de ciências
Quadra	Proporção de escolas que têm quadra de esportes (coberta ou descoberta)
Biblioteca	Proporção de escolas que têm biblioteca
Internet	Proporção de escolas que dispõem de acesso à internet
Ativ.Compl	Proporção de escolas que oferecem alguma atividade complementar

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Exceto revistas de comportamento, celebridades, esportes ou TV.

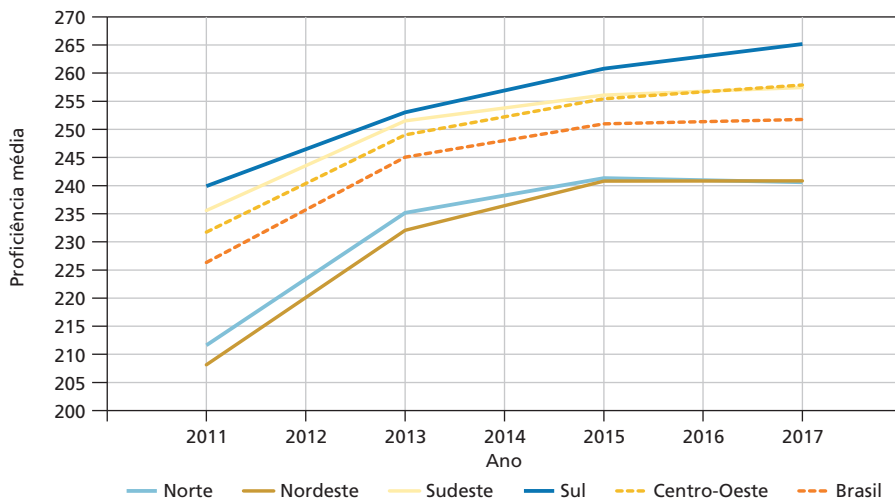
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

Os dados analisados neste estudo compreendem as características médias dos alunos do nono ano do ensino fundamental de escolas públicas brasileiras, formando um painel que abrange 5.570 municípios com informações bianuais coletadas entre 2011 e 2017. As estatísticas descritivas das variáveis empregadas são detalhadas no apêndice A. O gráfico 1 ilustra as diferenças regionais no desempenho das notas médias do Saeb ao longo desse período.

GRÁFICO 1

Proficiência em matemática no Saeb por regiões (2011-2017)



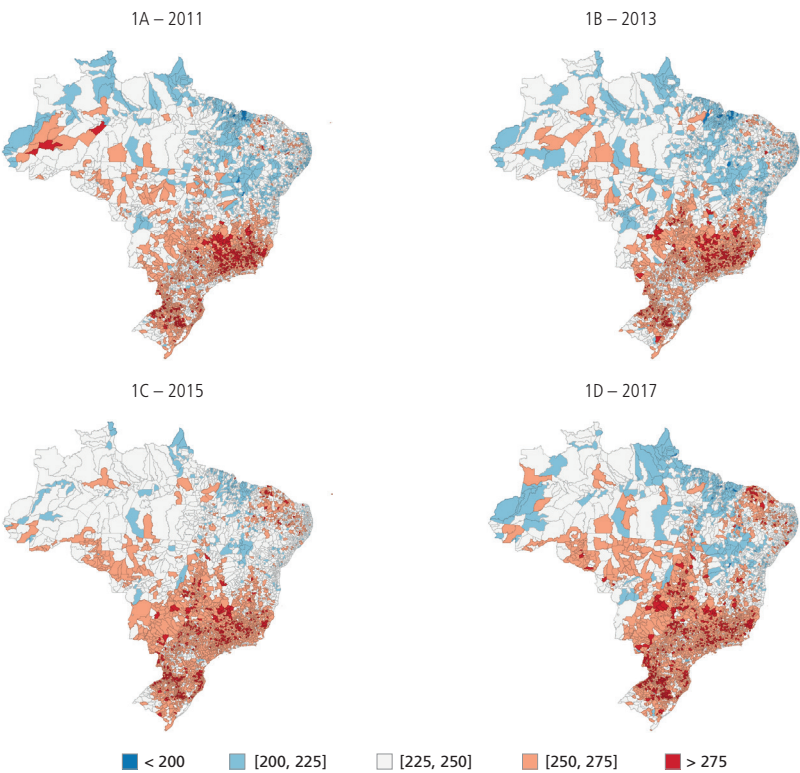
Fonte: Saeb. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/acao-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 19 maio 2025.

Elaboração dos autores.

Observa-se uma tendência geral de melhoria nas notas de matemática do Saeb nesse período, embora as disparidades regionais sejam marcantes. As regiões Norte e Nordeste apresentam um aumento na proficiência, porém suas médias permanecem entre 5%-8% abaixo da média nacional e 7%-13% inferiores às das regiões com melhor desempenho (Sul e Sudeste). Em contraste, as regiões Sul e Sudeste mantêm-se com as maiores médias ao longo dos anos, enquanto o Centro-Oeste segue uma trajetória próxima à média nacional, também com crescimento ao longo do período analisado.

A partir dessa análise, verificam-se disparidades na distribuição das notas. No Sul e Sudeste, as notas médio-altas são mais concentradas, enquanto as médio-baixas se espalham por todo o território, com maior concentração no Norte e Nordeste. Esta observação é corroborada pelos dados de 2011, quando as notas médio-altas predominavam no Sul, Sudeste e Centro-Oeste, e as médio-baixas se concentravam principalmente na costa oceânica do Nordeste e Norte. Em 2013 e 2015, a concentração de notas médio-baixas tornou-se mais acentuada no Norte e Nordeste, sem grandes alterações nas outras regiões. Em 2017, formou-se um grande conglomerado de notas médio-altas no Sul, Sudeste e Centro-Oeste, enquanto no Norte e Nordeste, os resultados foram mais dispersos, com exceção do Ceará e Rondônia, que emergiram com médias mais elevadas. A figura 1 e a tabela 1 ilustram essas tendências, apresentando a quantidade de cidades em cada intervalo de desempenho.

FIGURA 1
Distribuição da proficiência em matemática no Saeb por intervalos



Fonte: Saeb. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 19 maio 2025.
Elaboração dos autores
Obs.: 1. Idealizado a partir do *software* GeoDa 1.18.0.10.
2. A ilustração não pôde ser padronizada nem revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

TABELA 1
Quantidade de municípios por intervalo de proficiência do Saeb

Ano	< 200	[200, 225]	[225, 250]	[250, 275]	> 275
2011	29	918	2.328	1.853	442
2013	31	926	2.352	1.892	369
2015	0	332	2.386	2.396	456
2017	15	535	1.974	2.417	629

Elaboração dos autores.
Obs.: Idealizado a partir do *software* GeoDa 1.18.0.10.

Após constatar observacionalmente o potencial comportamento espacial das proficiências de matemática no Saeb em cada ano, procede-se para a Aede. Essa etapa é importante para determinar a significância estatística desses comportamentos e verificar a existência de uma distribuição espacial que possa indicar a formação de *clusters*. Essa análise nos permitirá entender melhor como as notas estão distribuídas

geograficamente e se há padrões locais ou regionais significativos que devam ser considerados em análises mais profundas.

4.2 Análise espacial

A etapa inicial desta análise envolve a escolha adequada de uma matriz de pesos espaciais, para verificar a dependência espacial. Foram testadas várias configurações de matrizes, incluindo as do tipo rainha, torre, distância inversa e *k* vizinhos, para identificar a mais apropriada para este contexto. A tabela 2 apresenta um resumo dessas estatísticas, facilitando a compreensão das diferenças entre as matrizes e sua aplicabilidade.

TABELA 2
Índice de Moran global univariado para a proficiência em matemática no Saeb

	2011	2013	2015	2017
Rainha	0,672	0,652	0,632	0,624
Torre	0,673	0,653	0,632	0,625
Distância inversa	0,518	0,494	0,453	0,453
k vizinhos (k = 1)	0,698	0,692	0,656	0,651
k vizinhos (k = 2)	0,696	0,686	0,656	0,652
k vizinhos (k = 3)	0,685	0,671	0,644	0,644
k vizinhos (k = 4)	0,682	0,665	0,641	0,637
k vizinhos (k = 5)	0,681	0,660	0,638	0,634
k vizinhos (k = 6)	0,677	0,657	0,634	0,631
k vizinhos (k = 7)	0,674	0,655	0,633	0,624
k vizinhos (k = 8)	0,671	0,653	0,630	0,621
k vizinhos (k = 9)	0,668	0,652	0,628	0,620
k vizinhos (k = 10)	0,664	0,648	0,625	0,618
k vizinhos (k = 15)	0,652	0,638	0,612	0,607
k vizinhos (k = 20)	0,643	0,628	0,602	0,596
k vizinhos (k = 23)	0,639	0,623	0,598	0,591

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. O nível de significância das estatísticas calculadas é determinado por: $-\left(\frac{1}{1-n}\right) \approx 0,0002$, em que *n* representa o número de municípios analisados.
2. Idealizado a partir do *software* GeoDa 1.18.0.10.

Observa-se que as estatísticas do índice de Moran global univariado para as diferentes matrizes de pesos espaciais mostraram-se estatisticamente significativas a 1%, com valores bastante próximos entre si. Assim, a contiguidade do tipo rainha foi selecionada para a avaliação da distribuição espacial deste estudo, uma vez que esse tipo de matriz considera todas as conexões possíveis

entre os territórios. Em seguida, será apresentada a distribuição do índice de Moran local univariado para os anos de 2011, 2013, 2015 e 2017, relativos às notas médias de matemática do Saeb, utilizando a matriz de pesos escolhida. Essa análise permite uma visão detalhada das variações locais na proficiência ao longo do período estudado.

Na figura 2, as cores mais vibrantes indicam a presença de *clusters* estatisticamente significativos, enquanto a cor cinza denota a ausência de agrupamentos. Especificamente, a cor vermelha identifica *clusters* AA, representando áreas de alta proficiência em matemática; o azul-escuro indica conglomerados BB, onde a nota é baixa. As cores lilás e rosa são usadas para representar, respectivamente, os *clusters* BA e AB, refletindo áreas onde a proficiência varia significativamente entre regiões adjacentes. Durante o período analisado, observou-se que entre 43% e 47% dos municípios na amostra formaram *clusters* significativos. A tabela 3 detalha o número de cidades em cada tipo de agrupamento por ano, oferecendo uma visão quantitativa da distribuição espacial desses padrões.

TABELA 3

Quantidade de municípios por *clusters* do índice de Moran local univariado

Ano	AA	BB	BA	AB	Não significativo
2011	1.132	1.252	66	54	3.064
2013	1.176	1.290	75	71	2.956
2015	1.080	1.309	93	56	3.030
2017	1.039	1.199	100	61	3.169

Elaboração dos autores.

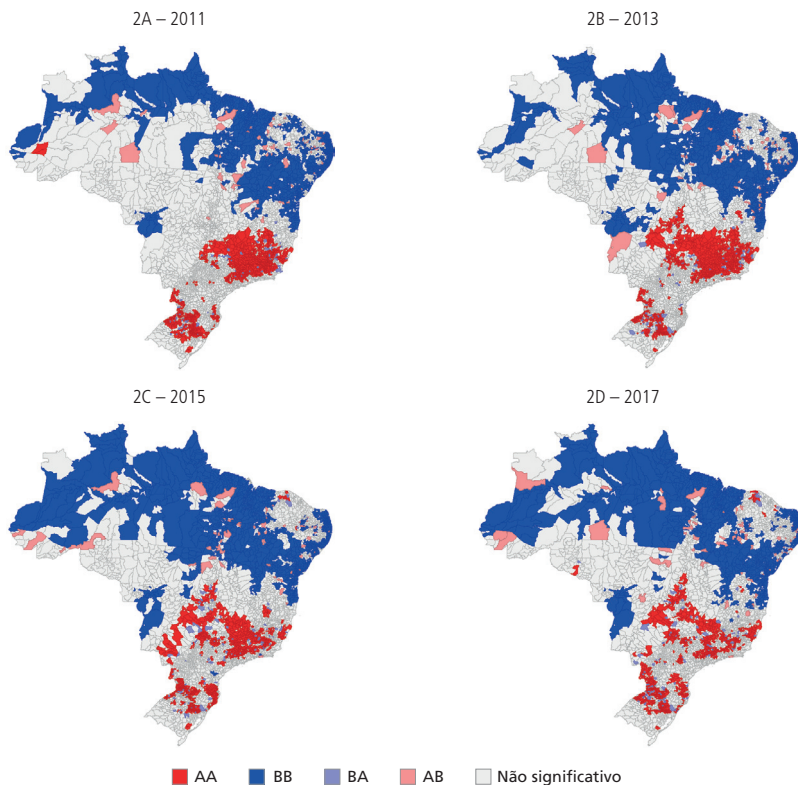
Obs.: 1. O nível de significância das estatísticas calculadas é determinado por: $-\left(\frac{1}{1-n}\right) \approx 0,0002$, em que n representa o número de municípios analisados.

2. Idealizado a partir do *software* GeoDa 1.18.0.10.

Ao longo dos quatro anos analisados, a região Norte exibiu predominantemente *clusters* do tipo BB, com uma concentração notável nas divisas nacionais e nas fronteiras com o Nordeste. Inicialmente, em 2011, os aglomerados BB foram localizados próximos a cidades com desempenho mais alto, mas, com o passar dos anos, houve um espraiamento, abrangendo quase toda a região em 2017. Isso indica uma persistência de desafios educacionais que não foram superados ao longo desse período.

FIGURA 2

Índice de Moran local univariado para a proficiência em matemática no Saeb



Fonte: Saeb. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/acao-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 19 maio 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. O nível de significância das estatísticas calculadas é determinado por: $-\left(\frac{1}{1-n}\right) \approx 0,0002$, em que n representa o número de municípios analisados.

2. Idealizado a partir do *software* GeoDa 1.18.0.10.

3. A ilustração não pôde ser padronizada nem revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

No Nordeste, os *clusters* BB predominaram, principalmente nas áreas de fronteira e ao longo da costa. No entanto, a partir de 2015, um desenvolvimento notável foi o surgimento de um *cluster* AA próximo a Sobral, no Ceará, sugerindo uma melhoria significativa na qualidade da educação nessa localidade específica. Interessantemente, durante esse mesmo período, o Ceará começou a mostrar uma mudança de *cluster* BB para AA, indicando um progresso em termos educacionais.

Na Região Centro-Oeste, as aglomerações BB iniciaram na fronteira com a Bolívia em 2011 e continuaram até 2017. A partir de 2013, observou-se um transbordamento de notas mais altas em direção ao Sudeste. Esse *spillover* sugere um aumento na qualidade da educação nas áreas próximas a centros econômicos mais dinâmicos, evidenciando um potencial efeito positivo das políticas e dos investimentos em educação na região.

Na região Sudeste, entre 2011 e 2013, houve um robusto *cluster* AA que foi observado no centro da região, demonstrando alta proficiência em matemática. No entanto, essa aglomeração começou a diminuir e a se dispersar após 2015, sugerindo uma possível mudança nas condições educacionais ou nos padrões de migração educacional. *Clusters* BB também foram notados ao longo da fronteira com o Nordeste, indicando disparidades educacionais persistentes entre as regiões.

Na região Sul, predominantemente, os *clusters* AA foram observados, concentrando-se na fronteira com o Paraguai e a Argentina, nas áreas metropolitanas e costeiras. Essa persistente alta *performance* pode ser atribuída à dinâmica econômica da região, que facilita o acesso a recursos educacionais de qualidade e influencia as aspirações educacionais das famílias, refletindo também na menor disparidade econômica da região.

De modo geral, as regiões com maior dinâmica econômica, como Sul e Sudeste, mostraram uma prevalência de *clusters* AA, indicando uma correlação entre o desenvolvimento econômico e o desempenho educacional. Em contraste, as regiões Norte, Nordeste e partes do Centro-Oeste exibiram predominantemente aglomerados BB, o que pode ser reflexo dos menores investimentos em educação e da concentração de políticas educacionais em grandes centros urbanos. Essa correlação entre variáveis econômicas e educacionais sublinha a necessidade de políticas mais inclusivas e distribuídas geograficamente, para enfrentar as disparidades regionais em educação.

4.3 Análise econométrica

A análise detalhada identificou a presença de características espaciais significativas no comportamento dos dados do Saeb, utilizando os índices de Moran globais e locais univariados. Essa abordagem confirmou a existência de dependência espacial, motivando uma abordagem mais aprofundada por meio de testes de especificação e a subsequente estimação de um modelo de dados em painel espacial.

Inicialmente, o teste de White foi realizado, para que fosse verificada a presença de heterocedasticidade nos dados do modelo *pooled*. A rejeição da hipótese nula com significância de 1% confirmou a sua presença. Adicionalmente, o teste de Wooldridge foi aplicado, para que se identificasse autocorrelação nos dados, resultando em uma rejeição da hipótese nula, indicando autocorrelação nos dados.

O teste de Chow foi empregado, para fossem avaliados os efeitos não observados, e indicou uma preferência significativa pela regressão de FE sobre a regressão *pooled*, com significância de 1%. Já o teste de Breusch-Pagan indicou que o modelo de RE se ajusta melhor que o modelo *pooled*. Diante desses resultados, o teste de Hausman foi realizado, para que se escolhesse entre os modelos de RE e FE. A rejeição da hipótese nula, com significância de 1%, indicou que o modelo de FE é mais adequado.

Devido à presença de heterocedasticidade, o teste de Hausman robusto foi conduzido utilizando a técnica de *bootstrap*, confirmando a superioridade do modelo de FE a 1% de significância estatística.

Para complementar, os testes CD de Pesaran (2004; 2015) foram utilizados, para que se verificasse a dependência e a fraca dependência transversal nos modelos de dados em painel. A rejeição das hipóteses nulas desses testes confirmou sua existência entre as unidades de *cross section*, reforçando a presença de autocorrelação espacial na base de dados utilizada. Esses resultados são importantes para que se afirme a influência de fatores espaciais nos desempenhos educacionais. Os resultados dos testes implementados são apresentados na tabela 4.

Essa abordagem rigorosa assegura que o modelo final seja robusto e reflita com precisão as complexidades dos dados educacionais examinados, fornecendo *insights* valiosos para o desenvolvimento de políticas educacionais baseadas em evidências.

Assim, os testes realizados indicam a adequação do modelo de efeitos fixos, evidenciando a presença de heterocedasticidade, de autocorrelação e de correlação contemporânea entre os cortes transversais. Com base nesse entendimento, o próximo passo consiste em definir a matriz de pesos espaciais para a estimação dos modelos com dados em painel espacial.

TABELA 4
Resumo das estatísticas dos testes realizados

Teste	Estatística
White	2.588,15***
Wooldridge	176,56***
Chow	6,65***
Breusch-Pagan	8.226,33***
Hausman	931,24***
Hausman robusto	1.260,00***
CD de Pesaran (2004)	264,87***
CD de Pesaran (2015)	55,31***

Elaboração dos autores.
Obs.: *** indicam o *p*-valor, denotando significância estatística ao nível de 1%.

Para tal, realizou-se a regressão clássica por mínimos quadrados ordinários para obter os resíduos. Com esses resíduos, procedeu-se à análise para determinar qual matriz de ponderação espacial melhor representa a distribuição dos efeitos não observados. Diversas matrizes de contiguidade foram testadas, incluindo tipos como rainha, torre, distância inversa e *k* vizinhos. Embora os resultados fossem próximos e estatisticamente significativos para todas as matrizes avaliadas, a matriz de contiguidade do tipo rainha foi escolhida para modelar a dependência espacial. Os resultados desse processo são detalhados na tabela 5.

TABELA 5

Índice de Moran global univariado dos resíduos do modelo para a escolha da matriz de contiguidade segundo o critério de Baumont

	2011	2013	2015	2017
Rainha	0,259	0,297	0,236	0,255
Torre	0,261	0,299	0,238	0,256
Distância inversa	0,108	0,128	0,050	0,065
k vizinhos (k = 1)	0,296	0,342	0,266	0,281
k vizinhos (k = 2)	0,286	0,332	0,265	0,278
k vizinhos (k = 3)	0,275	0,313	0,247	0,272
k vizinhos (k = 4)	0,270	0,302	0,240	0,264
k vizinhos (k = 5)	0,265	0,294	0,234	0,256
k vizinhos (k = 6)	0,260	0,290	0,229	0,254
k vizinhos (k = 7)	0,253	0,285	0,225	0,246
k vizinhos (k = 8)	0,249	0,283	0,222	0,242
k vizinhos (k = 9)	0,246	0,281	0,220	0,240
k vizinhos (k = 10)	0,240	0,277	0,218	0,238
k vizinhos (k = 15)	0,227	0,263	0,201	0,226
k vizinhos (k = 20)	0,215	0,253	0,190	0,213
k vizinhos (k = 23)	0,211	0,248	0,184	0,208

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. O nível de significância das estatísticas calculadas é determinado por: $-\left(\frac{1}{1-n}\right) \approx 0,0002$, em que n representa o número de municípios analisados.

2. Idealizado a partir do *software* GeoDa 1.18.0.10.

Com os critérios para a regressão de dados em painel espacial definidos, procedeu-se à análise dos resultados da estimação. A tabela 6 apresenta os principais resultados das estimativas do modelo de FE clássico e das modelagens de FE nas especificações SAR, SEM e SAC. O critério de AIC foi utilizado, para selecionar o modelo mais adequado, e indicou que o modelo SAC apresentou a menor estatística calculada, sendo, portanto, o modelo escolhido para interpretação neste estudo.

O modelo proposto correlaciona condições dos alunos e de suas famílias, a qualificação dos professores e as características da infraestrutura física escolar à proficiência média nas provas de matemática do Saeb em municípios brasileiros, de 2011 a 2017. Os parâmetros espaciais mostraram-se significativos em todas as estimativas. No modelo SAC, o parâmetro de defasagem espacial da variável dependente (ρ) foi de -0,65, enquanto o parâmetro dos fatores não modelados (λ) foi de 0,84, indicando a presença de transbordamentos espaciais significativos para o desempenho dos alunos das escolas públicas brasileiras.

A estimativa positiva do parâmetro (λ) indica que fatores não modelados, os quais podem estar melhorando a educação em municípios vizinhos, também têm um efeito positivo sobre a educação no município em análise. Tais efeitos podem

estar relacionados com os determinantes históricos e culturais das regiões, que influenciam a valorização da educação. Por outro lado, o parâmetro espacial da variável dependente (ρ) apresentou uma autocorrelação negativa no modelo SAC, sugerindo que, ao ajustar para efeitos como cultura e instituições que valorizam a educação, ρ pode estar indicando os efeitos de mobilidade do capital humano. Isso implica que municípios com alta qualidade educacional se tornam potencialmente atrativos para recursos humanos de áreas vizinhas.

A análise das variáveis revela que a proporção municipal de alunos do sexo masculino exerce um efeito positivo na proficiência média em matemática no exame Saeb, alinhando-se com estudos anteriores que indicam uma maior probabilidade de conclusão do ensino fundamental por meninos (Araújo, Malbouisson e Souza, 2022; Curi e Menezes-Filho, 2009). Já a proporção de indivíduos autodeclarados brancos também mostrou um efeito positivo no desempenho, evidenciando que, apesar das iniciativas para reduzir desigualdades sociais, os não brancos ainda não alcançaram os mesmos níveis de desempenho que brancos, um fenômeno também observado por Hanushek (2001) em contextos de intervenções diretas.

TABELA 6
Resumo das estimativas dos modelos econométricos espaciais

	FE	SAR	SEM	SAC
Sexo	6,0591*** (1,4182)	6,0246*** (1,1074)	6,7667*** (1,1026)	6,5994*** (1,0083)
Etnia	6,1503*** (1,3726)	6,1273*** (1,0428)	6,4787*** (1,0678)	6,2633*** (0,9881)
DIS	7,0254*** (1,5451)	2,9099** (1,2289)	1,6293 (1,2843)	0,2788 (1,2040)
Mora.Mãe	2,7162 (2,2681)	2,5198 (1,8108)	2,2244 (1,7945)	2,0283 (1,6347)
Mãe.EM	19,8958*** (2,3243)	20,3802*** (1,8158)	19,4227*** (1,8227)	17,4980*** (1,6751)
Mãe.ES	29,2303*** (3,2066)	27,8853*** (2,5026)	27,2234*** (2,4864)	23,7161*** (2,2718)
Mora.Pai	-5,6225*** (1,5847)	-5,3470*** (1,2318)	-4,6643*** (1,2238)	-3,8324*** (1,1167)
Pai.EM	14,6344*** (2,6877)	15,5429*** (2,1888)	14,6626*** (2,1873)	12,9881*** (2,0016)
Pai.ES	5,0103 (4,4526)	5,6141 (3,4336)	5,8709* (3,3928)	5,6284* (3,0861)
Reunião	9,7827*** (1,2515)	7,3383*** (1,0023)	6,4448*** (1,0147)	4,8842*** (0,9322)
Leitura	2,7981*** (1,2111)	1,2169 (0,9816)	1,3252 (1,0241)	0,8042 (0,9581)
HTD	1,7529*** (0,4978)	0,8639* (0,4815)	2,4679*** (0,6787)	3,4935*** (0,8183)
Trabalha	-10,6456*** (1,0302)	-9,2347*** (0,8399)	-8,4955*** (0,9135)	-6,7705*** (0,8826)
Pré.Escola	8,1617*** (1,2782)	6,9319*** (1,0658)	7,7867*** (1,1204)	6,8125*** (1,0520)

(Continua)

(Continuação)

	FE	SAR	SEM	SAC
Reprovação	-26,2107*** (1,0239)	-22,4528*** (0,8550)	-23,7027*** (0,9254)	-21,2964*** (0,9061)
Faz.Exer	6,4798*** (1,1213)	7,2504*** (0,8384)	8,1330*** (0,8356)	7,8732*** (0,7630)
Corrige.Exer	18,3501*** (1,3368)	16,8150*** (1,0441)	16,0437*** (1,0491)	13,7327*** (0,9648)
Prof.Atualiz	3,0817 (0,9339)	2,6464*** (0,7453)	2,1173*** (0,7413)	1,5084** (0,6757)
Prof.Esp	1,7870*** (0,3877)	1,6317*** (0,3221)	1,3731*** (0,3329)	1,0011*** (0,3098)
Prof.Me	1,9845 (1,6385)	1,2804 (1,4271)	1,3717 (1,4229)	1,0237 (1,3010)
Prof.Dr	5,0823 (6,7233)	5,2255 (5,3149)	3,9829 (5,2782)	3,2707 (4,8026)
Água.Filtra	0,0561 (0,5170)	-0,5473 (0,4130)	-0,2421 (0,4548)	-0,2427 (0,4390)
Água.RP	-0,8820 (0,9820)	-0,8659 (0,8114)	-1,0241 (0,8137)	-0,7487 (0,7451)
Eletricidade	3,3622* (1,7357)	3,4765** (1,6012)	3,6064 (1,6946)	2,8179* (1,5965)
Esgoto.RP	0,4421 (1,1333)	-0,2137 (0,9485)	-0,3460 (0,9409)	-0,3665 (0,8560)
C.Lixo	0,5670 (1,1749)	0,4929 (0,9444)	0,3004 (0,9593)	0,0582 (0,8838)
Lab.Info	1,5621** (0,7232)	0,8022 (0,5857)	0,3298 (0,5976)	-0,1413 (0,5526)
Lab.Ciências	0,7737 (1,7385)	1,1479 (1,2667)	1,0155 (1,2660)	0,9659 (1,1574)
Quadra	0,1179 (0,9942)	0,3811 (0,7727)	0,3310 (0,7813)	0,3198 (0,7185)
Biblioteca	-5,3269*** (0,7977)	-3,8277*** (0,6264)	-3,2214*** (0,6391)	-5,3269*** (0,5906)
Internet	-0,5388 (0,4409)	-0,2616*** (0,3637)	-0,1658 (0,3794)	0,1339 (0,3542)
Ativ.Compl	2,6928*** (0,5037)	1,8452*** (0,4362)	1,3034*** (0,4481)	0,6318 (0,4155)
Tendência	1,8994*** (0,1215)	0,9203*** (0,1030)	1,9006*** (0,1231)	2,4238*** (0,1495)
Constante	204,4773*** (3,1757)	-	-	-
ρ	-	0,4345*** (0,0110)	-	-0,6454*** (0,0281)
λ	-	-	0,4768*** (0,0110)	0,8409*** (0,0121)
σ_e	8,2747	7,8300 (0,0431)	7,8050 (0,0432)	7,2588 (0,0488)
Pseudo-R ²	0,3093	0,2137	0,3367	0,1328
Estatística AIC	151004,9	116678,2	116663,2	116394,7

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** 1%; ** 5%; * 10%.

2. Os desvios-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

A distorção idade-série teve um efeito positivo e significativo nos modelos de EF clássico e SAR, sugerindo que algumas políticas municipais podem desencorajar a reprovação, mesmo em casos de baixo desempenho estudantil, o que pode comprometer os resultados nos testes de proficiência. Entretanto, nos modelos SEM e SAC, esses efeitos não foram estatisticamente significativos, indicando que, ao controlar por efeitos espaciais não modelados, essas práticas educacionais locais podem não apresentar impacto relevante.

O arranjo familiar mostra influência significativa no desempenho educacional: morar com a mãe e o nível de escolaridade dela estão positivamente associados com melhores resultados nos testes. Por outro lado, a variável que indica morar com o pai apresentou um efeito negativo, possivelmente devido à maneira como a variável foi construída, uma vez que a literatura frequentemente considera a coabitação com ambos os pais. Além disso, a educação dos pais, tanto no nível médio quanto superior, está correlacionada com um aumento no desempenho dos alunos, reforçando a importância do ambiente educacional doméstico. A participação dos responsáveis nas reuniões escolares também elevou as notas médias do Saeb, destacando a importância do envolvimento parental na educação (Cadaval e Monteiro, 2011; Curi e Menezes-Filho, 2009).

É essencial destacar que a formação educacional dos pais (tanto do pai quanto da mãe) desempenha um papel fundamental além do simples desempenho médio dos alunos. Segundo Hanushek (2001), nos Estados Unidos, a educação dos pais tem um efeito ainda mais significativo sobre o desempenho acadêmico dos alunos negros, sugerindo que benefícios educacionais se amplificam em contextos de desigualdade racial. No Brasil, estudos de Barros *et al.* (2001) e Biondi e Felício (2007) corroboram essa visão, indicando que uma formação educacional mais sólida dos pais está fortemente associada a melhores resultados educacionais de seus filhos, evidenciando uma transmissão intergeracional de capital humano.

Quanto às atividades domésticas, observou-se que a parcela de estudantes que auxiliam nas tarefas de casa tende a apresentar melhores desempenhos acadêmicos, sugerindo que responsabilidades moderadas podem promover habilidades organizacionais e disciplinares. Por outro lado, trabalhar fora de casa mostrou-se prejudicial ao desempenho escolar, refletindo os desafios de conciliar estudos e trabalho na infância e na adolescência. A experiência na pré-escola demonstrou um efeito positivo no desempenho acadêmico, reforçando a importância do ensino precoce. Contudo, a reprovação escolar, conforme o esperado, teve um efeito negativo significativo, destacando a complexidade das políticas de retenção escolar e a necessidade de avaliar suas implicações de longo prazo na trajetória educacional.

Conforme evidenciado por Hanushek e Kimko (2000) e Klein (2006), iniciar a educação formal na pré-escola está associado a um efeito positivo e duradouro

no desempenho acadêmico dos alunos, influenciando positivamente não apenas os resultados escolares, mas também outros aspectos do desenvolvimento pessoal e social ao longo da vida. Em contraste, a reprovação escolar mostra-se prejudicial, com efeitos negativos significativos que se estendem além do ano letivo em que ocorre. Pesquisas realizadas por Scriptore, Azzoni e Menezes Filho (2018), Ortigão e Aguiar (2013) e Oliveira e Soares (2012) apontam para a controvérsia em torno das políticas de retenção. Esses estudos sugerem que, em vez de repetir o ano, estratégias que integrem alunos de diferentes habilidades podem acarretar maior aquisição de conhecimento para aqueles com desempenho inferior, indicando a necessidade de abordagens mais integrativas e menos segregacionistas no ambiente escolar.

Os efeitos relacionados à capacitação dos docentes e à infraestrutura escolar mostraram-se menos marcantes no desempenho dos estudantes em matemática no exame do Saeb. Observou-se que uma maior parcela de professores com atualizações e especializações teve um efeito positivo, ainda que moderado, no desempenho dos alunos, sugerindo que programas de desenvolvimento profissional podem contribuir positivamente para a educação. No entanto, as qualificações mais elevadas, como mestrado e doutorado, não apresentaram significância estatística, o que pode ser atribuído ao baixo número de professores com esses graus na educação básica, pois menos de 2% da população desses docentes detêm tais formações.

Quanto à infraestrutura escolar, a disponibilidade de energia elétrica foi o único fator infraestrutural com efeito positivo e significativo no desempenho, enquanto o acesso a bibliotecas teve um efeito negativo, que pode ser explicado pela crescente digitalização e pela possível subutilização desses espaços físicos, além de acervos desatualizados e/ou pouco atrativos para os estudantes. Esse achado se aproxima do encontrado por Cadaval e Monteiro (2011) e destaca a necessidade de revisitar o papel das bibliotecas escolares na era digital, embora estudos anteriores também tenham mostrado que as bibliotecas contribuem não apenas para a melhoria do desempenho em leitura, mas também para o desenvolvimento do raciocínio lógico essencial em matemática (Barros *et al.*, 2001; Bezerra e Kassouf, 2006; Biondi e Felício, 2007).

Esses resultados destacam a complexidade das variáveis que influenciam o desempenho educacional e apontam para a necessidade de políticas mais efetivas, que abordem tanto a capacitação dos professores quanto a melhora nas condições físicas das escolas. Hanushek (2006) argumenta que os efeitos da infraestrutura física escolar sobre os resultados educacionais são complexos e variam conforme as idiosincrasias dos estudantes. Além disso, sugere que esses efeitos podem se manifestar lentamente, devido ao tempo necessário para que estudantes e professores se adaptem e incorporem as novas características do ambiente às práticas escolares.

Além das características discutidas, foram analisadas as variáveis relacionadas ao envolvimento dos alunos e dos professores com as tarefas escolares. Os resultados indicam que a proporção de estudantes que realiza as tarefas de matemática para casa com frequência (Faz.Exer) está positivamente e significativamente associada a um aumento médio de 7,87 pontos na proficiência média de matemática no Saeb para o nono ano do ensino fundamental. Ainda mais significativo é o efeito observado, quando os professores corrigem esses exercícios (Corrige.Exer), o que leva a um aumento de 13,74 pontos. Esses achados destacam o papel fundamental dos professores na melhoria da qualidade educacional e enfatizam a necessidade de envolvê-los de forma mais ativa e comprometida no processo educativo. Dada a grande influência dessas variáveis, essas são candidatas ideais para intervenções por meio de políticas públicas direcionadas ao sistema educacional como um todo. De acordo com Klein (2006), é essencial desenvolver e promover práticas que motivem os professores a atribuir e revisar as tarefas de casa sistematicamente.

Os resultados deste estudo evidenciam que, em média, os fatores relacionados ao contexto familiar dos alunos exercem uma influência mais robusta sobre o desempenho nas avaliações de matemática do Saeb, enquanto as variáveis relacionadas à infraestrutura escolar e à formação dos docentes apresentaram relevância limitada. Essa constatação está alinhada com a literatura, que destaca decisivamente a importância do ambiente familiar na educação dos alunos. Em relação à infraestrutura escolar e à qualificação dos professores, os efeitos modestos observados podem ser parcialmente atribuídos às complexidades inerentes à consolidação de dados em nível municipal, que podem diluir ou obscurecer as potenciais contribuições desses fatores com o desempenho estudantil.

Diante do exposto, este estudo aprofundou-se na compreensão dos efeitos de transbordamento espacial e de suas implicações na proficiência em matemática nas escolas públicas brasileiras. O fenômeno de *spillover* é especialmente relevante no contexto educacional do Brasil, devido à mobilidade de estudantes e de professores, assim como pela influência de políticas educacionais e de práticas de ensino que transcendem as fronteiras administrativas. Considerando que o sistema de educação no Brasil é municipalizado ou de responsabilidade estadual, isso possibilita ações conjuntas e consórcios que podem promover melhorias na qualidade da educação em uma escala local e regional. Nesse contexto, a análise empregando modelos de dados em painel espacial demonstrou que esses transbordamentos são significativos e variam em intensidade em diversas regiões do país.

Adicionalmente, a modelagem espacial sugere que melhorias na qualidade da educação em um município podem elevar o desempenho dos estudantes locais, mas também gerar benefícios nos resultados educacionais das cidades vizinhas. Isso faz supor que políticas bem elaboradas podem ter um alcance mais extenso

do que o inicialmente previsto, justificando, assim, investimentos coordenados entre diferentes entidades e o desenvolvimento de estratégias educacionais integradas. Além disso, enfatiza-se a importância de considerar as dinâmicas espaciais na formulação e na avaliação do desempenho dos estudantes.

5 CONCLUSÃO

Este estudo analisou os determinantes da proficiência em matemática dos alunos do nono ano do ensino fundamental em escolas públicas brasileiras, utilizando dados do Saeb e do Censo Escolar entre 2011 e 2017. Os resultados reforçam a literatura existente, ao demonstrar que as condições familiares, especialmente a escolaridade da mãe, exercem uma influência significativa sobre o desempenho dos alunos. Além disso, a frequência com que os alunos realizam e têm suas tarefas corrigidas teve um efeito positivo e significativo na média municipal, destacando o papel vital dos professores e do seu envolvimento ativo no processo de aprendizado.

A análise também evidenciou uma dependência espacial, sugerindo que a qualidade da educação em um município não apenas afeta o desempenho dos estudantes locais, mas também tem o potencial de influenciar os resultados educacionais em municípios vizinhos. Isso sublinha a importância de considerar os efeitos espaciais na formulação de políticas educacionais, visto que a proximidade geográfica e as interações econômicas e culturais entre os municípios podem facilitar ou impedir o progresso educacional médio dos estudantes.

Dessa forma, este estudo destacou a necessidade de abordagens políticas que transcendam divisões territoriais e considerem a dinâmica intermunicipal no planejamento educacional. Sugere-se que pesquisas futuras explorem não apenas os efeitos espaciais, mas também os transbordamentos temporais da atividade educacional, avaliando como as práticas de gestão municipal influenciam a qualidade da educação ao longo do tempo. Essas considerações são importantes para o desenvolvimento de estratégias eficazes, que melhorem a qualidade da educação pública brasileira e reduzam as disparidades educacionais entre regiões.

REFERÊNCIAS

- ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, F. H. G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 453-476, dez. 2002.
- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.
- AMÂNCIO-VIEIRA, S. F. *et al.* A relação entre custo direto e desempenho escolar: uma análise multivariada nas escolas de ensino fundamental de Londrina-PR. **Educação em Revista**, Belo Horizonte, v. 31, n. 1, p. 169-194, jan.-mar. 2015.

ARAÚJO, S. M. de; MALBOUISSON, C.; SOUZA, W. P. S. de F. Desigualdade de oportunidades educacionais: influência das circunstâncias da infância no desempenho escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 52, n. 3, p. 161-207, dez. 2022.

BARROS, R. P. de *et al.* Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, abr. 2001.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models**: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? Dijon: LEG/Universidade de Borgonha, maio 2004. (Document de Travail, n. 2004-04).

BEHRMAN, J. R.; ROSENZWEIG, M. R. Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation? **American Economic Review**, v. 92, n. 1, p. 323-334, mar. 2002.

BELMONTE, A. *et al.* School infrastructure spending and educational outcomes: evidence from the 2012 earthquake in Northern Italy. **Economics of Education Review**, v. 75, p. 1-34, nov. 2019.

BEZERRA, M. G.; KASSOUF, A. L. Análise dos fatores que afetam o desempenho escolar nas escolas das áreas urbanas e rurais do Brasil. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: Sober, jul. 2006.

BIONDI, R. L.; FELÍCIO, F. de. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes**: uma análise em painel dos dados do Saeb. Brasília: Inep/MEC, 2007. (Texto para Discussão, n. 28).

BOZDOGAN, H. Model selection and Akaike's Information Criterion (AIC): the general theory and its analytical extensions. **Psychometrika**, v. 52, n. 3, p. 345-370, set. 1987.

BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. **Sistema de Avaliação da Educação Básica**. Brasília: Inep/MEC, 2020a. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 19 maio 2025.

BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. **Censo Escolar**. Brasília: Inep/MEC, 2020b. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/microdados/censo-escolar>. Acesso em: 19 maio 2025.

BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. **Índice de Desenvolvimento da Educação Básica**. Brasília: Inep/MEC, 2021. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/areas-de-atuacao/pesquisas-estatisticas-e-indicadores/ideb/resultados>. Acesso em: 19 maio 2025.

CADAVAL, A. F.; MONTEIRO, S. M. M. Determinantes da qualidade da educação fundamental no Brasil: uma análise com dados do Saeb. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 39., 2011, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2011.

CASTRO, J. A. de; SADECK, F. **Financiamento do gasto em educação das três esferas de governo em 2000**. Brasília: Ipea, jun. 2003. (Texto para Discussão, n. 955).

CHEVALIER, A. *et al.* The impact of parental income and education on the schooling of their children. **IZA Journal of Labor Economics**, v. 2, n. 8, p. 1-22, 2013.

CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial processes: models and applications**. Londres: Pion, 1981. 266 p.

COENEN, J. *et al.* Teacher characteristics and their effects on student test scores: a systematic review. **Journal of Economic Surveys**, v. 32, n. 3, p. 848-877, 2018.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. A relação entre educação pré-primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 811-850, out.-dez. 2009.

ELHORST, J. P. **Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels**. Heidelberg: Springer, 2014.

FELÍCIO, F. de; FERNANDES, R. O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 33., 2005, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2005.

FERRÃO, M. E. *et al.* O Saeb – Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica: objetivos, características e contribuições na investigação da escola eficaz. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 18, n. 1/2, p. 111-130, jan.-dez. 2001.

FRANCO, A. M. P.; MENEZES FILHO, N. A. Uma análise de *rankings* de escolas brasileiras com dados do Saeb. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 2, p. 263-283, abr.-jun. 2012.

FRANCO, A. M. de P.; MENEZES FILHO, N. A. Os determinantes do aprendizado com dados de um painel de escolas do Saeb. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 3, p. 525-548, 2017.

FRANCO, C. *et al.* Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de “fatores intraescolares”. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 55, p. 277-298, abr.-jun. 2007.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7. ed. Harlow: Pearson Education, 2012.

HANUSHEK, E. A. Black-white achievement differences and governmental interventions. **American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 24-28, maio 2001.

HANUSHEK, E. A. School resources. In: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education**. Amsterdã: Elsevier, 2006. v. 2, p. 865-908.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, dez. 2000.

HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Teacher quality. In: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education**. Amsterdã: Elsevier, 2006. v. 2, p. 1051-1078.

HONG, K.; ZIMMER, R. Does investing in school capital infrastructure improve student achievement? **Economics of Education Review**, v. 53, p. 143-158, 2016.

KLEIN, R. Como está a educação no Brasil? O que fazer? **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 51, p. 139-172, abr.-jun. 2006.

LEE, L. F. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. **Econometrica**, v. 72, p. 1899-1925, 2004.

LEFEBVRE, P.; MERRIGAN, P. **Family background, family income, maternal work and child development**. Montreal: Crefe/UQAM, ago. 1998. (Working Paper, n. 78).

MEDEIROS, M.; OLIVEIRA, L. F. B. de. Desigualdades regionais em educação: potencial de convergência. **Revista Sociedade e Estado**, v. 29, n. 2, p. 561-585, maio-ago. 2014.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Programme for International Student Assessment**. Paris: OECD, 2020.

OLIVEIRA, L. F. B. de; SOARES, S. S. D. **Determinantes da repetência escolar no Brasil: uma análise de painel dos censos escolares entre 2007 e 2010**. Brasília: Ipea, fev. 2012. (Texto para Discussão, n. 1706).

ORTIGÃO, M. I. R.; AGUIAR, G. S. Repetência escolar nos anos iniciais do ensino fundamental: evidências a partir dos dados da Prova Brasil 2009. **Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos**, Brasília, v. 94, n. 237, p. 364-389, maio-ago. 2013.

PESARAN, M. H. **General diagnostic tests for cross-section dependence in panels**. Munique: CESifo, jul. 2004. (Working Paper, n. 1229).

PESARAN, M. H. Testing weak cross-sectional dependence in large panels. **Econometric Reviews**, v. 34, n. 6-10, p. 1089-1117, 2015.

SAMPSON, R. J.; RAUDENBUSH, S. W.; EARLS, F. Neighborhoods and violent crime: a multilevel study of collective efficacy. **Science**, v. 277, p. 918-924, 1997.

SCRIPTORE, J. S.; AZZONI, C. R.; MENEZES FILHO, N. A. Os impactos do saneamento básico sobre a educação: usando a privatização como variável instrumental. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 46., 2018, Niterói, Rio de Janeiro. **Anais...** Niterói: Anpec, 2018.

SILVA, C. D. da. **Fatores econômicos e sociais**: impacto no resultado do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) de municípios do estado de São Paulo de 2005 a 2015. Dissertação (Mestrado) – Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2017.

SOARES NETO, J. J. *et al.* Uma escala para medir a infraestrutura escolar. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v. 24, n. 54, p. 78-99, jan.-abr. 2013.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. Specification of spatial models: a simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science**, v. 88, n. 2, p. 389-408, 2009.

TAVARES, P.; CAMELO, R.; PACIÊNCIA, L. Uma análise do papel das escolas e das redes de ensino sobre as desigualdades de oportunidades educacionais. **Economia Aplicada**, v. 22, n. 2, p. 47-80, 2018.

TOBLER, W. R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, v. 46, p. 234-240, jun. 1970.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Estatística descritiva

	2011				2013				2015				2017			
	Média	DP	Min.	Máx.	Média	DP	Min.	Máx.	Média	DP	Min.	Máx.	Média	DP	Min.	Máx.
Matemática	245,55	20,56	180,47	343,86	244,93	19,83	186,59	320,72	250,65	17,28	201,2	322,9	251,62	19,83	183,68	329,05
Sexo	0,4881	0,0475	0,1875	0,8	0,4712	0,0681	0,0588	0,8148	0,4791	0,0658	0,1923	0,875	0,4851	0,0642	0,2308	0,9333
Etnia	0,3435	0,1805	0,0333	1	0,3339	0,196	0	1	0,3079	0,1797	0	1	0,3243	0,1975	0	1
DIS	0,2296	0,1189	0	0,75	0,2205	0,1255	0	1	0,216	0,1157	0	0,8667	0,2155	0,1175	0	0,7222
Mora.Mãe	0,901	0,0379	0,7	1	0,8822	0,0508	0,5	1	0,8779	0,0491	0,619	1	0,8752	0,0489	0,5294	1
Mãe.EM	0,1066	0,0445	0	0,5	0,1465	0,0611	0	0,4737	0,1581	0,0628	0	0,5	0,1649	0,0636	0	0,5185
Mãe.ES	0,0697	0,032	0	0,2571	0,069	0,0375	0	0,3333	0,0738	0,0393	0	0,4545	0,0814	0,043	0	0,4
Mora.Pai	0,7152	0,0712	0,375	1	0,6694	0,0867	0,2632	1	0,6525	0,0879	0,2973	1	0,6466	0,0865	0,25	1
Pai.EM	0,0748	0,0397	0	0,3182	0,1058	0,0556	0	0,3226	0,1102	0,0548	0	0,375	0,1155	0,0563	0	0,5517
Pai.ES	0,0439	0,0233	0	0,1905	0,0374	0,0255	0	0,2188	0,0403	0,0269	0	0,3014	0,0432	0,0289	0	0,25
Reunião	0,4809	0,104	0,0757	0,9565	0,452	0,1088	0,0374	0,875	0,4407	0,1128	0,04	0,8636	0,4491	0,1155	0,0526	0,9286
Leitura	0,5639	0,0829	0,0857	1	0,4483	0,0866	0,0444	0,8636	0,4259	0,0827	0,0882	0,7857	0,3896	0,0882	0,0667	0,8125
HTD	0,9101	0,0382	0,6	1	0,8204	0,0656	0,4762	1	0,7354	0,2374	0	1	0,8481	0,066	0,5	1
Trabalha	0,3427	0,0963	0	0,8947	0,1996	0,0871	0	0,6563	0,181	0,0823	0	0,65	0,1654	0,0773	0	0,6875
Pré.Escola	0,8194	0,0792	0,2276	1	0,8011	0,1157	0,0667	1	0,807	0,1144	0,0526	1	0,831	0,1033	0,2	1
Reprovação	0,2294	0,0859	0	0,7895	0,3435	0,1301	0	0,9149	0,3178	0,1373	0	0,8636	0,2929	0,1323	0	0,95
Faz.Exer	0,6046	0,1036	0,0667	1	0,5845	0,1068	0,1765	1	0,5806	0,1066	0	1	0,6117	0,1049	0,1667	1

(Continua)

(Continuação)

	2011					2013					2015					2017				
	Média	DP	Mín.	Máx.		Média	DP	Mín.	Máx.		Média	DP	Mín.	Máx.		Média	DP	Mín.	Máx.	
Corrige.Exer	0,8717	0,0823	0,2619	1		0,8509	0,0893	0,2549	1		0,873	0,0789	0,2222	1		0,8758	0,0754	0,3659	1	
Prof.Atualiz	0,0612	0,1047	0	1		0,0445	0,0871	0	1		0,051	0,0973	0	1		0,0317	0,0595	0	0,7059	
Prof.Esp	0,5163	0,2681	0	1		0,5455	0,265	0	1		0,5995	0,2582	0	1		0,4656	0,2121	0	1	
Prof.Me	0,008	0,0421	0	1		0,0105	0,0399	0	1		0,0158	0,0535	0	1		0,0214	0,0521	0	0,8	
Prof.Dr	0,0024	0,0185	0	0,5		0,0006	0,0072	0	0,2727		0,0006	0,0094	0	0,5		0,0008	0,0072	0	0,1818	
Água.Filtra	0,6286	0,2729	0	1		0,631	0,251	0	1		0,8347	0,2774	0	1		0,8294	0,2776	0	1	
Água.RP	0,669	0,2911	0	1		0,6873	0,2848	0	1		0,7061	0,2778	0	1		0,7261	0,2735	0	1	
Eletricidade	0,9509	0,1344	0,0408	1		0,965	0,1164	0,0408	1		0,972	0,1076	0,03	1		0,9762	0,0994	0,04	1	
Esgoto	0,3375	0,3629	0	1		0,3497	0,3667	0	1		0,3636	0,3693	0	1		0,3762	0,3719	0	1	
C.Lixo	0,6941	0,3111	0	1		0,7236	0,2989	0	1		0,752	0,2842	0	1		0,7774	0,2715	0	1	
Lab.Info	0,3368	0,2265	0	1		0,3561	0,2235	0	1		0,4844	0,2405	0	1		0,4369	0,2323	0	1	
Lab.Ciências	0,0681	0,0999	0	1		0,0671	0,0968	0	1		0,0912	0,1183	0	1		0,0883	0,1158	0	1	
Quadra	0,2229	0,2186	0	1		0,241	0,2149	0	1		0,3383	0,2414	0	1		0,3483	0,2365	0	1	
Biblioteca	0,25	0,22	0	1		0,2508	0,2186	0	1		0,3663	0,2752	0	1		0,3641	0,2723	0	1	
Internet	0,7074	0,257	0	1		0,7263	0,258	0	1		0,6658	0,3025	0	1		0,704	0,2889	0	1	
Ativ.Compl	0,1727	0,2088	0	1		0,2569	0,2215	0	1		0,2162	0,1807	0	1		0,1907	0,1737	0	1	

Elaboração dos autores.
Obs.: DP – desvio-padrão; Mín. – valores mínimos; e Máx. – valor máximo.

Originais submetidos em: nov. 2021.
Última versão recebida em: ago. 2024.
Aprovada em: ago. 2024.

RENDA E SATISFAÇÃO COM A VIDA: UMA ANÁLISE DE DETERMINANTES APLICADA A BRASILEIROS EM 2014¹

João Victor Belisário de Almeida²

André Braz Golgher³

De forma geral, acredita-se que maiores níveis de renda possibilitam maiores níveis de bem-estar. Em contrapartida, estudos da psicologia positiva têm consistentemente demonstrado que níveis mais altos de bem-estar são preditores de maiores rendimentos. Um dos maiores desafios no estudo dessas associações é o problema da causalidade circular que gera endogeneidade. Tendo-se isso em mente, foram analisados os determinantes da renda e os determinantes da satisfação com a vida. Os resultados indicaram que as associações entre satisfação com a vida e renda, e entre rendimento e satisfação com a vida foram significativas apenas em modelos com menor número de controles. Variáveis como nível educacional e independência das atividades profissionais foram significativamente associadas à renda. No caso da satisfação com a vida, variáveis como nível de saúde, religiosidade e controle sobre a própria vida tiveram associações significativas com bem-estar.

Palavras-chave: renda; satisfação com a vida; WVS; Brasil.

INCOME AND LIFE SATISFACTION: AN ANALYSIS OF DETERMINANTS APPLIED TO BRAZILIAN DATA OF 2014

In general, it is believed that higher levels of income enable higher levels of well-being. Conversely, studies of positive psychology have consistently shown that higher levels of well-being are predictors of higher earnings. One of the largest challenges in studies that analyse these associations is the problem of circular causality and endogeneity. Taking this into account, the determinants of income and the determinants of life satisfaction were analyzed. The results indicated that associations between life satisfaction and income and relationships between income and satisfaction with life were significant only in models with a smaller number of controls. Variables such as educational level and independence at professional activities were significantly associated with income. In the case of life satisfaction, variables such as health level, religiosity and control over one's own life had significant associations with well-being.

Keywords: income; life satisfaction; WVS; Brazil.

JEL: I30; I31.

1 INTRODUÇÃO

Nas ciências econômicas, a teoria utilitarista é pautada no conceito de utilidade, e a premissa básica é a de racionalidade dos agentes econômicos. A consequência natural dessa premissa é que os agentes se dispõem a renunciar parte de seu tempo de lazer por mais tempo no mercado de trabalho em busca de maior renda para expandir seu teto orçamentário.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n1art2>

2. Diretor da Bravir Industrial Ltda. *E-mail:* joaovictorbelisario@gmail.com.

3. Professor titular do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). *E-mail:* agolgher@cedeplar.ufmg.br.

Neste texto, busca-se analisar a hipótese de que renda gera utilidade e, portanto, felicidade. Assim, o principal questionamento direcionador deste estudo é: os conceitos de utilidade e de bem-estar são convergentes e/ou correlacionados? A consequência direta da veracidade dessa hipótese seria que indicadores de renda necessariamente deveriam apresentar correlação positiva e significativa com indicadores de bem-estar, e indivíduos com maiores rendas tenderiam, *ceteris paribus*, a usufruir mais bem-estar e felicidade.

Uma série de resultados empíricos indica que tal correlação existe. Em uma meta-análise realizada por Diener e Biswas-Diener (2002), foi identificada na maioria das pesquisas correlação positiva entre renda e bem-estar. Frey e Stutzer (2002) afirmam que a literatura aponta de forma robusta para o fato de que pessoas mais ricas, em média, relatam maior bem-estar subjetivo, até mesmo quando diversos outros fatores são controlados em regressões múltiplas. Alguns estudos, porém, relativizam a força dessa premissa. Diener *et al.* (2002) revelam que a renda tem correlação positiva, porém decrescente, com o bem-estar, o que melhora significativamente apenas o bem-estar das pessoas que vivem no nível de pobreza ou em nações subdesenvolvidas.

Outro conjunto de resultados de fato coloca a veracidade da premissa em cheque. Layard (2003) critica a análise simplória de que mais renda necessariamente gera aumento de bem-estar, dado que as pessoas no ocidente não ficaram mais felizes nos últimos cinquenta anos, mesmo que em média tenham se tornado muito mais ricas. Segundo Diener e Seligman (2004), uma das razões para esses fenômenos seria que anteriormente as pessoas não possuíam todos os bens e serviços para satisfazer suas necessidades básicas; logo, à medida que esse e outros problemas foram sendo minimizados na era pós-materialista, é natural que os indivíduos passem a buscar uma vida satisfatória em diferentes dimensões, em vez de mera sustentação econômica (Seligman, 2002).

Finalmente, há ainda uma grande base empírica de estudos que concorda que correlações entre rendimentos e níveis de bem-estar são significativas, mas aponta que a direção da causalidade é mais relevante, no sentido de a felicidade gerar aumento da renda (Achor, 2011). Diener e Ryan (2009) afirmam que estudos conduzidos em várias partes do mundo apontam que pessoas com maiores níveis de bem-estar subjetivo tendem a ganhar maior renda, *ceteris paribus*.

O principal objetivo deste estudo é uma investigação da associação entre os níveis de renda e os níveis de bem-estar subjetivo para o contexto brasileiro. A base de dados utilizada foi o World Value Survey (WVS) de 2014, a mais recente com dados disponíveis quando essa pesquisa foi confeccionada.

Como é possível supor, um dos maiores desafios no estudo dessa associação é o problema da causalidade circular, o que gera endogeneidade, uma vez que

possivelmente os efeitos são retroalimentados e caminham nos dois sentidos. Esse aspecto é incorporado nas análises empíricas.

Este estudo se organiza da maneira a seguir. Após esta introdução, discussões teóricas relevantes são apresentadas na seção 2, na revisão bibliográfica. A seção 3 detalha a parte metodológica do estudo. A seção 4 apresenta a análise descritiva dos resultados. A seção 5 mostra os resultados dos modelos econométricos. Por último, apresenta-se a conclusão.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Equações de rendimento

Mincer (1974) modelou a distribuição dos rendimentos individuais, ao usar as ferramentas econométricas da teoria do capital neoclássico e criar o que posteriormente foi nomeado de equação de ganhos minceriana. O objetivo básico era obter alguma compreensão das distribuições observadas e das estruturas de ganhos entre os trabalhadores provenientes de informações sobre a distribuição de investimentos em capital humano. Nessa equação, os rendimentos foram inicialmente determinados a partir de variáveis explicativas representadas por anos de escolaridade e anos de experiência pós-escolar. O autor obteve uma especificação econométrica simples, tratável e parcimoniosa. A prova é que sua função de ganhos foi aplicada em inúmeros contextos com bastante sucesso (Lemieux, 2006; Polacheck, 2008).

Entretanto, Heckman, Lochner e Todd (2006) afirmam que, embora razoavelmente ajustado para dados anteriores ao Censo Demográfico dos Estados Unidos de 1970, o modelo minceriano não é capaz de fornecer estimativas nem aproximadamente válidas das taxas de retorno à educação a partir da década de 1970. Uma das razões seria que o ambiente estável da época de elaboração do modelo original deu lugar a um ambiente muito mais dinâmico, fazendo com que a contabilização da não estacionariedade dos ganhos ao longo do tempo tenha efeitos empiricamente importantes sobre as taxas estimadas de retorno à escolaridade. Outra crítica foi que o modelo negligencia determinantes importantes dos retornos reais, como os custos diretos e indiretos da escolaridade, os impostos, a duração da vida profissional e a incerteza sobre retornos futuros quando as decisões escolares são tomadas.

Tendo em vista essas críticas, estudiosos modelaram os ganhos individuais utilizando uma combinação entre as variáveis independentes do modelo minceriano original com outras variáveis que poderiam melhorar o ajuste da regressão dos ganhos. O estudo de Polacheck (2008), por exemplo, indicou que os perfis de ganhos diferem por sexo e cor de maneira sistemática tanto nos Estados Unidos quanto na Inglaterra.

Em particular para a realidade brasileira, Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010) discutiram resultados encontrados por pesquisas empíricas anteriores e ajustaram novas estimações do retorno marginal da educação. Em nível nacional, o retorno médio de um ano adicional de escolaridade foi estimado em torno de 15%. O resultado foi considerado pelos autores como não surpreendente, dada a baixa dotação do capital humano em relação aos outros fatores de produção no Brasil. Vaz (2009) estimou fatores que potencialmente explicavam a desigualdade de rendimentos do trabalho entre 2004 e 2008 e demonstraram que a escolaridade, a raça, a idade, o sexo e a região de residência eram variáveis relevantes. Vilela *et al.* (2008) indicam que cor e gênero eram importantes para explicar o diferencial de rendimentos. No entanto, os autores verificaram que as gerações mais jovens estavam ingressando em um mercado de trabalho mais igualitário. A despeito de a maior parte da desigualdade de renda entre os indivíduos do país ser explicada por diferenciais de atributos pessoais como educação, as disparidades regionais de renda permanecem elevadas até mesmo quando as influências de tais atributos são controladas (Silveira Neto e Campelo, 2003). A respeito do setor de emprego, os empregados do setor público tendem a ter rendimentos superiores aos dos trabalhadores do setor privado, inclusive quando se comparam trabalhadores com atributos semelhantes (Souza e Medeiros, 2013).

2.2 Felicidade e bem-estar

O conceito de felicidade foi objeto de estudo de uma vasta quantidade de campos do conhecimento, tais como a filosofia, a biologia e a religião (Achor, 2011; Kahneman, 1999; Levine, 2011; Seligman, 2002). Entretanto, o foco desse estudo é a psicologia positiva, e uma descrição da área é apresentada a seguir.

Durante as primeiras décadas do século XX, os psicólogos focaram seus estudos em processos e estados psicológicos negativos, buscando compreender as causas, as consequências e as possíveis intervenções para os transtornos mentais (Urry *et al.*, 2004). Segundo Diener, Scollon e Lucas (2009), um ponto de inflexão nesse campo de estudo ocorreu em Jahoda (1958), com uma mudança paradigmática nas concepções de saúde mental, ao incluir estados mentais saudáveis e positivos nos estudos.

A teoria da felicidade autêntica de Seligman (2004) exemplifica o estudo das pessoas clinicamente normais, com ênfase no estudo sobre o que torna as pessoas felizes e quais são as possíveis intervenções positivas para maximizar o bem-estar geral. O autor aponta para três componentes distintos da felicidade, que juntos constituem a “vida plena”. O primeiro é a *pleasant life*, que consiste na busca de sentimentos positivos, complementada pela habilidade de amplificar tais emoções. O segundo componente é a *good life*, que está intimamente ligada ao conceito de *flow*. Esse conceito, segundo Csikszentmihalyi e Nakamura (2014), diz respeito ao estado psicológico que acompanha atividades altamente envolventes,

nas quais o indivíduo perde a noção de tempo e espaço, tamanha a atenção focada na atividade. O *flow* difere-se do prazer percebido pela *pleasant life*, porque a pessoa não tem a percepção explícita de prazer. O terceiro componente, a *meaningful life*, significa uma vida com propósito ou significado; o emprego de forças e virtudes a serviço de algo percebido com tendo um sentido maior que a própria existência (Seligman, 2002). Os três componentes são positivamente correlacionados, distinguíveis, não incompatíveis e, portanto, podem ser perseguidos simultaneamente.

Nessa linha de estudo, Brickman, Coates e Janoff-Bulman (1978) propuseram a teoria da adaptação. Mudanças recentes nas circunstâncias da vida aumentam apenas temporariamente o bem-estar subjetivo de um indivíduo, antes que este se adapte à nova condição e retorne ao padrão anterior de bem-estar. A adaptação, porém, tem seus limites, uma vez que existem alguns acontecimentos ruins que nunca superamos, ou aos quais nos adaptamos muito lentamente (Seligman, 2002). Essa teoria pressupõe que exista os *set points* individuais – ou seja, um nível de bem-estar individual de equilíbrio.

Diferentemente, de acordo com a teoria da comparação social, uma pessoa utiliza outras pessoas como padrão de comparação, o que significa que uma pessoa experimentará maior bem-estar se estiver melhor que as que estão em sua volta (Michalos, 1980). Por exemplo, Easterlin (1974) sugeriu que a quantidade de renda que satisfará as pessoas depende da renda de outros em sua sociedade. Emmons e Diener (1985) concluíram que a comparação social era um forte preditor de satisfação com a vida.

Baseados nessas teorias, diversos trabalhos identificaram os determinantes do bem-estar, sendo estes divididos em quatro grupos: genética e traços de personalidade; relações afetivas e sociais; eventos e circunstâncias; e atividade intencional. No que concerne à genética, estudos realizados por Magnus e Diener (1991) demonstraram que gêmeos idênticos são consideravelmente mais semelhantes entre si em níveis de bem-estar do que gêmeos fraternos. Com relação aos traços de personalidade, de acordo com Achor (2011), as pessoas mais bem-sucedidas são aquelas que possuem a crença de que suas ações têm efeito direto sobre os resultados. Pessoas felizes, segundo Lyubomirsky, King e Diener (2005), são caracterizadas por um senso de domínio e controle pessoal.

As relações afetivas e sociais também são importantes entre os determinantes do bem-estar. Segundo Nunes (2005), o conceito de extroversão refere-se à quantidade e à intensidade das interações interpessoais e da capacidade de alegrar-se. A extroversão é positivamente correlacionada à suscetibilidade do indivíduo ao bem-estar. Segundo DeNeve e Cooper (1998), os resultados de pesquisas realizadas indicam que o bem-estar subjetivo elevado é consistentemente correlacionado com altos níveis de sociabilidade e qualidade das relações afetivas. Segundo Diener e Ryan (2009), a

análise das interações diárias das pessoas e dos efeitos dos seus respectivos laços sociais demonstra que as relações são um fator causal de bem-estar subjetivo. O estudo de Anderson e Arnoult (1985) aponta que a solidão percebida é fortemente ligada à depressão. Pessoas religiosas, e principalmente aquelas com maior participação em atividades religiosas, tendem a experimentar maior bem-estar, o que pode ser vinculado a sentimentos de significado, propósito, pertencimento e esperança (Seligman, 2002).

Segundo Bolier *et al.* (2013) e Seligman (2002), a felicidade é fortemente correlacionada com o que eles chamaram de atividade intencional: a forma que um indivíduo regula suas emoções positivas e eleva o nível de bem-estar intencionalmente.

Além desses pontos discutidos anteriormente, fatores sociodemográficos também são incluídos como determinantes do bem-estar. Os níveis relativos de bem-estar entre os sexos indicam que mulheres e homens não diferem substancialmente em termos de bem-estar subjetivo médio (Diener *et al.*, 1999). Frijters e Beaton (2012) observaram que não existem indícios significativos de aumento ou redução dos níveis de felicidade entre pessoas de 20 a 55 anos de idade, após os quais a felicidade começa a aumentar até os 67, seguida por um declínio bastante acentuado por volta dos 75 anos. Uma possível explicação para esse comportamento seria que o estresse da vida tende a se reduzir depois dos 60 anos de idade e que, por sua vez, há fortes deteriorações da saúde após os 75 anos. Com relação a esse último tópico, Røysamb *et al.* (2003) estimam que as pessoas que percebiam sua saúde como boa tendiam a ser mais felizes.

Por fim, estudos mostram níveis mais altos de bem-estar das pessoas casadas em comparação com as solteiras, as divorciadas e as viúvas (Diener *et al.*, 1999). Porém, Diener e Suh (2003) argumentam que dados longitudinais demonstraram que as pessoas se adaptam rapidamente ao casamento e retornam aos seus níveis anteriores de bem-estar. Uma explicação para esse fenômeno seria que pessoas com alto nível de satisfação com a vida têm, *a priori*, maior tendência a casar e experimentar o casamento de maneira positiva.

2.3 Associações: renda e felicidade

2.3.1 Hipótese 1: renda gera felicidade

Frey e Stutzer (2002) afirmam que a literatura empírica de estimação da relação entre renda e felicidade aponta de forma robusta para o fato de que pessoas mais ricas, em média, relatam maior bem-estar subjetivo, até mesmo quando um grande número de outros fatores é controlado. Diener e Biswas-Diener (2002) revelam que a renda tem relação positiva, porém decrescente com o bem-estar, o que melhora significativamente o bem-estar das pessoas que vivem no nível de pobreza, mas deixa de ter relevância em níveis mais altos de renda.

Easterlin *et al.* (2010) demonstram que, em determinado país, as pessoas com maiores rendimentos são mais propensas a relatarem maiores níveis de felicidade. Apesar disso, as comparações internacionais revelaram que os níveis médios de felicidade de países com renda suficiente para atender às necessidades básicas da população não demonstravam relação positiva com sua renda média, e, embora os rendimentos *per capita* tenham aumentado nas últimas décadas, a média de felicidade não apresentou essa tendência. Tais contradições foram intituladas de *paradoxo de Easterlin*.

É possível traçar um paralelo entre esse paradoxo e as teorias de adaptação e comparação discutidas anteriormente. Uma hipótese que pode explicar a estagnação dos níveis de bem-estar, apesar do aumento das condições materiais, é a de que, como defende a teoria da adaptação, mudanças recentes nas circunstâncias da vida aumentam apenas temporariamente o bem-estar subjetivo de um indivíduo antes que ele se adapte e retorne ao padrão anterior. Com o acúmulo de bens materiais, as expectativas aumentam, e os bens adquiridos não trazem aumento duradouro de felicidade (Seligman, 2002). Outra hipótese vem da teoria da comparação social, segunda a qual o que importa para o bem-estar dos indivíduos não são os níveis individuais absolutos de riqueza e bens materiais, mas sim os níveis relativos. Dessa forma, apesar de a riqueza geral ter se elevado, em vários países também houve, concomitantemente, aumento da exposição das condições de vida das pessoas de alta renda, o que pode ter relação com a estagnação dos níveis médios de bem-estar.

2.3.2 Hipótese 2: felicidade gera renda

Segundo Diener e Biswas-Diener (2002), a maioria das pesquisas relata correlações positivas entre renda e felicidade. Lyubomirsky, King e Diener (2005) sugerem que parte da explicação desse fenômeno pode ser vinculada à influência que o sucesso, incluindo-se o financeiro, exerce sobre a felicidade. Entretanto, pesquisas longitudinais sugerem que essa não é a explicação completa, porque a felicidade muitas vezes precede os resultados financeiros bem-sucedidos. Em um estudo com jovens adultos australianos, aqueles que se descreveram felizes durante determinado período tiveram maior probabilidade de aumentar sua renda posteriormente (Marks e Fleming, 1999). Diener *et al.* (2002) observam que os estudantes mais felizes no primeiro ano de faculdade tinham maior renda dezesseis anos depois. No estudo de Lyubomirsky, King e Diener (2005), a afetividade positiva no final da adolescência mostrou-se uma boa preditora de resultados como independência financeira, realização profissional e autonomia no trabalho na idade adulta jovem.

Existe na literatura uma ampla gama de explicações para tais resultados. Muitas destas estão relacionadas com o desempenho profissional das pessoas mais felizes. O estudo de Staw, Sutton e Pelled (1994), por exemplo, indicou que indivíduos com alto bem-estar subjetivo têm maior probabilidade de mostrar desempenho e

produtividade superiores e, consequentemente, de serem avaliados de forma mais positiva pelos seus supervisores. Thoresen *et al.* (2003) argumentam que trabalhadores felizes e satisfeitos apresentam melhor desempenho no trabalho, bem como têm menores taxas de absenteísmo e rotatividade.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de dados

O WVS⁴ tem como objetivo estudar valores, crenças e motivações das pessoas e seu consequente impacto social, político e econômico nas sociedades. Este consiste em pesquisas com um questionário uniforme, já realizadas em quase cem países. Os questionários são respondidos presencialmente na própria casa dos entrevistados, e a amostragem de cada país deve ser representativa do número de pessoas com mais de 18 anos, homens e mulheres, que residem em domicílios particulares.

As perguntas do questionário compreendem desde questões econômicas, demográficas e sociais, até sobre crenças e valores das pessoas, e várias destas apresentam relação direta com a bibliografia citada na seção anterior. Por isso, o questionário do WVS foi considerado a melhor base de dados disponível para a investigação pretendida neste estudo.

A base de dados utilizada nesse estudo será o WVS para o Brasil, em 2014. O tamanho da amostra foi de 1.486 indivíduos. Como não existe uma resposta sobre rendimentos individuais, a renda familiar mensal foi utilizada como *proxy*. Para reduzir a diferença entre a renda individual e a familiar, foram excluídas as pessoas que não recebiam o maior salário da casa e/ou as que não estavam trabalhando. Além disso, também foi feito um filtro de idade, para manter na amostra as pessoas com idade ativa de trabalho: 25 a 64 anos de idade. Após tais filtrações, a quantidade de observações do estudo caiu para 316, das quais sete não continham informações para todas as variáveis e foram suprimidas.

3.2 Variáveis dependentes

Visto que o objetivo principal deste estudo é investigar a associação existente entre os níveis de renda e os níveis de bem-estar subjetivo para brasileiros, as variáveis dependentes definidas foram *nível de renda* e *nível de satisfação com a vida*.

3.2.1 Nível de renda

A variável dependente usualmente utilizada em regressões mincerianas é o rendimento do indivíduo. Neste estudo, a variável disponível era a de renda familiar, que, até

4. Disponível em: <http://www.worldvaluessurvey.org>.

mesmo com os ajustes amostrais realizados, tende a gerar correlações mais fracas em comparação com os estudos empíricos que utilizam rendimentos individuais. Essa variável situa subjetivamente a renda familiar em uma escala de um a oito, na qual um indica o grupo de rendimento mais baixo e oito, o grupo de rendimento mais alto no Brasil.

É importante realçar o caráter subjetivo dessa resposta. A título de comparação, em estudos que utilizam a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE), as informações de renda familiar são descritas em valor monetário.

3.2.2 Nível de satisfação com a vida

Lyubomirsky, King e Diener (2005) argumentam que muitos estudos consideraram a satisfação com a vida como um indicador de bem-estar. Isso porque, nos casos em que não existam medidas mais diretas de felicidade, a satisfação com a vida é uma *proxy* que tende a ter alta correlação com a felicidade crônica. Essa variável tem sete níveis, em que um quer dizer *completamente insatisfeito com a vida* e sete, *completamente satisfeito com a vida*.

É importante realçar que no banco de dados da WVS também existe uma variável explicitamente sobre felicidade, cuja pergunta é – em geral, o(a) sr.(a) se considera uma pessoa: infeliz, não muito feliz, feliz, ou muito feliz? Como essa pergunta tem menos categorias de respostas que a variável satisfação com a vida, optou-se por utilizar esta última porque as variáveis são altamente correlacionadas e, também, devido à estratégia empírica.

3.3 Variáveis explicativas

As variáveis explicativas do modelo foram definidas com base na literatura já descrita. Primeiramente, descrevem-se as variáveis explicativas que foram usadas na equação de renda e na equação de satisfação com a vida. Depois, apresentam-se as variáveis explicativas que foram exclusivamente utilizadas na primeira dessas equações e, em seguida, discutem-se as variáveis explicativas que foram exclusivamente utilizadas na segunda dessas equações.

3.3.1 Variáveis explicativas utilizadas na função renda e na função satisfação com a vida

Três variáveis explicativas são utilizadas tanto na equação de renda como na equação de satisfação com a vida e aparecem constantemente em estudos com equações mincerianas, assim como em análises sobre os determinantes do bem-estar: sexo, idade e estado civil.

O sexo foi definido como uma variável *dummy* (1 – homem; 0 – mulher). A expectativa é que a renda varie positivamente a favor dos homens (Vaz, 2009).

No que concerne à satisfação com a vida, os níveis relativos de bem-estar entre os sexos indicam que mulheres e homens não diferem substancialmente em termos de bem-estar subjetivo médio (Diener *et al.*, 1999). Entretanto, tal variável é muito utilizada em estudos de bem-estar, sendo assim adicionada aos modelos.

O modelo minceriano clássico utilizava a variável experiência pós-escolar. No entanto, essa variável apresenta muitos *missings* na base de dados utilizada. Portanto, optou-se por usar a variável idade como *proxy* de experiência pós-escolar. As respostas de idade foram agrupadas nas seguintes faixas: 25 a 29 anos (referência); 30 a 34 anos; 35 a 39 anos; 40 a 44 anos; 45 a 49 anos; 50 a 54 anos; e 55 a 64 anos. Foi, dessa forma, obtida uma variável categórica de sete níveis. A expectativa é de correlação positiva e significativa entre idade e renda para a maioria das faixas etárias, uma vez que o grupo mais jovem é a referência. No que concerne à satisfação com a vida, com base na pesquisa realizada por Frijters e Beaton (2012), a expectativa é que não haja diferença significativa no nível de satisfação até os 54 anos de idade, após os quais haveria um aumento até os 64, que é a idade máxima do banco de dados utilizado.

A terceira variável é o estado civil, sendo essa variável uma *dummy* (1 – casado ou morando junto; 0 – demais estados civis). Dada a seleção amostral, é razoável supor que as pessoas casadas ou que moram com o(a) parceiro(a) tenderiam a ter maior nível de renda familiar mensal, uma vez que a renda do parceiro poderia agregar rendimento à família do indivíduo entrevistado. Portanto, a expectativa é que os indivíduos casados ou que moram juntos tenham maiores rendimentos. A respeito da relação entre estado civil e bem-estar, o estudo de Lucas *et al.* (2003) aponta que pessoas casadas experimentam, em média, níveis mais altos de bem-estar subjetivo que pessoas não casadas.

Outras três variáveis foram incluídas em ambas as equações; porém, estas aparecem constantemente apenas como determinantes do bem-estar. Decidiu-se incluí-las em ambas as equações, pois tiveram correlação com a renda em análises univariadas. Essas variáveis são associadas à saúde do indivíduo, à importância dada à família e à confiança nas pessoas.

Com relação à saúde autopercebida, foi obtida uma variável categórica de três níveis: ruim/razoável (referência), boa e muito boa. Entre adultos, as pessoas que percebem sua saúde como boa ou muito boa tendem a ser também mais felizes (Røysamb *et al.*, 2003). Além disso, espera-se que pessoas mais saudáveis sejam mais produtivas e, assim, tenham maior renda.

De acordo com Diener e Ryan (2009), as relações sociais são um fator causal de bem-estar subjetivo. Nesse quesito, a importância atribuída à família foi utilizada como *proxy* de qualidade da relação com a família. Obteve-se uma variável *dummy*: 1 – a família é muito importante; e 0 – a família não é muito importante.

Espera-se correlação positiva com bem-estar. Além disso, acredita-se que pessoas que deem mais importância para a família se preocupem com o bem-estar de todos no domicílio e busquem expandir as restrições orçamentárias.

Ainda com relação aos efeitos dos laços sociais, em particular no que concerne à confiança nas pessoas, foi criada uma variável ordenada de quatro níveis, em que um significa que as pessoas tentam levar vantagem sobre as demais e quatro, que as pessoas tentam ser justas. Em geral, pessoas que confiam mais nos demais tendem a apresentar níveis mais altos de bem-estar. Além disso, maior confiança nas pessoas também pode ter um efeito de diminuir os custos de transição, pois se aumenta a efetividade das relações econômicas e a renda.

3.3.2 Variáveis explicativas da função renda

Esta subseção apresenta as variáveis explicativas que foram usadas exclusivamente na equação da renda, sendo estas constantemente utilizadas em equações mincerianas.

Com relação à raça, foi criada uma variável *dummy* (1 – branca; 0 – negra). As raças indígena e oriental foram omitidas por conterem apenas uma observação cada. As raças *negra* e *morena ou parda* foram agrupadas em *negra*. A expectativa aqui é que a renda varie positivamente a favor dos brancos.

A variável educação é uma variável categórica de quatro níveis: fundamental incompleto (referência); médio incompleto; médio completo; e superior incompleto e completo. Logo, a expectativa para este estudo é que os rendimentos sejam maiores para cada aumento do nível educacional alcançado.

É possível supor que quanto maior for a independência das atividades do trabalho, mais o indivíduo toma decisões e, conseqüentemente, maior tende a ser sua relevância para sua organização. Com isso, a expectativa é que haja correlação positiva entre o nível de independência das atividades do trabalho e a renda. A variável de independência no trabalho tem seis categorias ordenadas, sendo: 1 – nenhuma independência; e 6 – total independência.

De acordo com Souza e Medeiros (2013), no Brasil, os empregados do setor público tendem a ter rendimentos superiores aos dos trabalhadores do setor privado, inclusive quando se comparam trabalhadores com atributos semelhantes. No caso deste estudo, somente 281 das 315 pessoas responderam sobre o setor de emprego, o que reduziria em demasiado o tamanho da amostra se essa variável fosse incluída na análise. Portanto, mesmo sendo uma variável explicativa importante nas equações mincerianas, esta não foi utilizada nesse estudo.

A despeito de a maior parte da desigualdade de renda entre os indivíduos do país ser explicada por diferenciais de atributos pessoais, as disparidades regionais de renda permanecem elevadas, até mesmo quando tais diferenciais são controlados

(Silveira Neto e Campelo, 2003). Obteve-se uma variável categórica de quatro níveis para macrorregião de residência: Norte e Centro-Oeste (referência); Nordeste; Sudeste; e Sul. Espera-se um coeficiente negativo para o Nordeste e positivo para as demais regiões.

3.3.3 Variáveis explicativas da função de satisfação com a vida

Esta subseção apresenta as variáveis explicativas que foram usadas exclusivamente na equação de satisfação com a vida. Todas estas são comumente utilizadas em estudos sobre os determinantes do bem-estar.

Em geral, as pessoas religiosas tendem a experimentar maior bem-estar (Diener, Diener e Diener, 2009). Para a importância dada à religião, foi obtida uma variável categórica com quatro níveis: não é importante; pouco importante; importante; e muito importante.

Resultados de pesquisas realizadas indicam que o bem-estar subjetivo elevado é consistentemente correlacionado com altos níveis de sociabilidade e qualidade das relações afetivas (Diener e Ryan, 2009). Assim, é razoável supor que exista correlação positiva entre percepção de pertencimento a comunidades e sociabilidade e, consequentemente, entre a primeira e satisfação com a vida. Quatro perguntas do questionário foram utilizadas como *proxy* para pertencimento a comunidades: eu me vejo como um cidadão do mundo; eu me vejo como um cidadão da minha comunidade; eu me vejo como um membro da nação brasileira; e eu me vejo como membro da América Latina. Eram quatro as opções de respostas: 1 – discordo totalmente; 2 – discordo; 3 – concordo; e 4 – concordo totalmente. Algumas das respostas dessas perguntas apresentam correlação elevada e, teoricamente, indicam questões similares. Por esse motivo, a técnica estatística análise de componentes principais (PCA) foi utilizada para redução no número de variáveis, a partir da eliminação de sobreposições e da escolha das formas mais representativas. No caso, foi constatada correlação significativa entre todas as questões referidas anteriormente. Com isso, foi criada a variável *pertencimento a comunidades*, com a média das quatro questões citadas, e obteve-se uma variável ordenada com os mesmos quatro níveis já descritos. A variável *eu me vejo como uma pessoa isolada* não mostrou correlação com as anteriores no PCA e foi mantida em separado como *percepção de isolamento*. Foi confeccionada uma variável categórica ordenada de três níveis: 1 – concordo/concordo totalmente (referência); 2 – discordo; e 3 – discordo totalmente. A solidão percebida é fortemente ligada à depressão (Anderson e Arnoult, 1985). A expectativa, portanto, é que quanto mais o indivíduo se considere uma pessoa isolada, menor satisfação com a vida ele tenda a experimentar.

Segundo Achor (2011), as pessoas que possuem a crença de que suas ações têm um efeito direto sobre os resultados tendem a ser mais bem-sucedidas na vida.

Com relação a esse ponto, foi obtida uma variável ordenada de cinco níveis, em que um quer dizer nenhuma liberdade de escolha e cinco, total liberdade de escolha.

Quanto mais extrovertido e sociável é o indivíduo, maior tende a ser seu nível de bem-estar (Rusting e Larsen, 1997). Assim, obteve-se uma variável categórica de três níveis com relação à questão *eu me vejo como alguém que é extrovertido e sociável*: 1 – discordo totalmente, discordo um pouco, ou nem concordo nem discordo; 2 – concordo um pouco; e 3 – concordo totalmente.

3.4 Estratégia empírica

Problemas de endogeneidade ocorrem em qualquer situação em que uma variável explicativa é correlacionada com o erro (Wooldridge, 2010). Neste estudo, tal correlação pode ocorrer, entre outras possibilidades, por uma causalidade circular, que ocorre quando uma das variáveis explicativas é parcialmente determinada pela variável explicada no modelo. No caso deste trabalho, significa dizer que renda e bem-estar se influenciariam simultaneamente.

As equações a seguir exemplificam isso:

$$y_1 = \phi_1 y_2 + a_0 + a_1 x_1 + \dots + a_n x_n + b_1 w_1 + \dots + b_n w_n + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$y_2 = \phi_2 y_1 + c_0 + c_1 x_1 + \dots + c_n x_n + d_1 l_1 + \dots + d_n l_n + \varepsilon_2 \quad (2)$$

Nas equações (1) e (2), y_1 é a renda; y_2 é a satisfação com a vida; x_i são as variáveis explicativas presentes nas equações da renda e da satisfação; w_i são as variáveis explicativas presentes somente na equação da renda; e l_i são as variáveis explicativas presentes apenas na equação da satisfação.

Caso ocorra a endogeneidade, os estimadores de *mínimos quadrados ordinários* (MQO) são inconsistentes. Foi utilizado o teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH), e este acusou problemas de endogeneidade significativos a 5% quando as equações (1) e (2) foram estimadas. Os resultados são mostrados no apêndice A. Assim, optou-se por apresentar os modelos de MQO apenas de forma ilustrativa e para comparações com modelos não enviesados. Para a obtenção de estimativas não enviesadas das equações (1) e (2), estas foram estimadas de forma simultânea, usando-se a regressão de mínimos quadrados em três estágios. Notas em cada uma das tabelas explicam os instrumentos que foram usados.

4 ANÁLISE DESCRITIVA

Nessa seção, são descritos os resultados obtidos na análise descritiva. Inicialmente, discute-se a relação entre renda e satisfação com a vida. Depois, descreve-se a relação entre as variáveis dependentes e as variáveis explicativas na mesma ordem que as variáveis explicativas foram apresentadas na seção anterior. A significância estatística das diferenças entre as categorias de uma variável foi obtida usando-se

testes *t-Student* para variáveis *dummies* e análise de variância (Anova) e testes *ad hoc* Bonferroni para variáveis categóricas, tendo-se como referência 5%.

A tabela 1 mostra a renda média por nível de satisfação com a vida na parte superior e a satisfação com a vida média por nível de renda na parte inferior. É possível observar que a renda média apresenta tendência de crescimento à medida que o nível de satisfação com a vida aumenta, mas apenas até o nível 4. Quando as diferenças foram analisadas do ponto de vista da significância estatística a 5%, usando-se Anova com o teste *ad hoc* Bonferroni, todas as comparações foram não significativas. Com relação ao painel inferior da tabela, aparentemente a satisfação com a vida média também cresce à medida que o nível de renda aumenta, novamente até certo ponto. Assim como no caso anterior, não foram observadas diferenças estatisticamente significativas entre nenhum dos níveis de renda que utilizam Anova e teste *ad hoc* Bonferroni a 5%.

TABELA 1
Renda e satisfação com a vida – Brasil (2014)

Renda média por nível de satisfação com a vida		
Nível de satisfação	Renda média	Frequência
Nível 1	3,65	20
Nível 2	4,34	29
Nível 3	4,25	28
Nível 4	4,78	32
Nível 5	4,89	61
Nível 6	4,59	32
Nível 7	4,69	112
Total	4,59	314
Satisfação com a vida média por nível de renda		
Nível de renda	Satisfação com a vida média	Frequência
Nível 1	4,88	25
Nível 2	4,36	28
Nível 3	4,71	31
Nível 4	4,76	45
Nível 5	5,31	88
Nível 6	5,06	51
Nível 7	5,11	27
Nível 8	5,47	19
Total	5	314

Fonte: WVS (2014). Disponível em: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>. Acesso em: 10 out. 2019.
Obs.: Todas as diferenças entre os níveis foram estatisticamente não significativas.

A tabela 2 mostra a relação entre as variáveis explicativas que aparecem tanto na equação de renda como na equação de satisfação com a vida, e os níveis médios de renda e satisfação com a vida para cada uma das categorias dessas variáveis.

Lembrando que as três primeiras são comumente utilizadas em equações mincerianas e em análises sobre os determinantes do bem-estar, e as três últimas aparecem comumente em estudos sobre os determinantes do bem-estar.

As diferenças entre os sexos tanto para renda como para satisfação com a vida mostraram-se não significativas em testes *t-Student* a 5%. Também não foram observadas diferenças estatisticamente significativas usando-se Anova e teste *ad hoc* Bonferroni a 5% para a idade, tanto para a renda como para a satisfação com a vida. O estado civil não se mostrou significativamente correlacionado com a renda; porém, em termos de bem-estar, os indivíduos casados ou que moram juntos com os parceiros apresentaram níveis maiores de satisfação com a vida, e a diferença foi estatisticamente significativa. Os asteriscos mostram que a diferença é estatisticamente significativa a 5%. Esses resultados apresentados na tabela 2 sugerem que sexo e idade não são determinantes muito relevantes de renda ou de satisfação com a vida. Estado civil parece ser importante para satisfação com a vida. Essa diferença observada para o bem-estar com relação ao estado civil é comumente observada em estudos sobre os determinantes do bem-estar, como discutido anteriormente.

A tabela 2 também mostra os resultados para saúde, importância dada à família e confiança entre as pessoas. Note-se que as três variáveis são comumente utilizadas em estudos sobre o bem-estar e apareceram significativamente correlacionadas com a renda, o que justifica a inclusão em ambas as equações. No que concerne à saúde, os indivíduos com os níveis de saúde bom e muito bom apresentaram médias maiores, tanto na análise dos rendimentos quanto na de satisfação. Ou seja, indivíduos com melhor percepção da própria saúde tendiam a ser mais felizes, e também tinham renda superior. A variável importância atribuída à família não se mostrou significativamente correlacionada com a satisfação com a vida, como inicialmente esperado. No entanto, os indivíduos que classificaram a família como muito importante apresentaram de maneira significativa maiores níveis de renda. Existe a possibilidade de pessoas que dão maior importância à família realizarem mais esforço para gerar renda. Além disso, a renda analisada é a domiciliar, e indivíduos que valorizam mais a família possivelmente têm maior probabilidade de estarem vivendo com um cônjuge que também tem renda.

A variável confiança em pessoas é positivamente correlacionada tanto com renda quanto com satisfação. Pessoas que confiam em indivíduos e instituições tendem a ser mais satisfeitas com a vida, como observado aqui. Além disso, maiores níveis de confiança diminuem os custos de transação, potencialmente impactando positivamente na renda de indivíduos.

TABELA 2

Renda e satisfação médias por variáveis selecionadas – Brasil (2014)

Categoria	Renda média	Satisfação média	Frequência
Sexo			
Mulher	4,52	5,12	103
Homem	4,63	4,94	211
Faixa etária			
25 a 29 anos	4,84	5,14	43
30 a 34 anos	4,38	5,36	39
35 a 39 anos	4,85	4,63	46
40 a 44 anos	4,26	4,82	50
45 a 49 anos	4,69	4,87	49
50 a 54 anos	4,54	5,1	50
55 a 64 anos	4,61	5,21	38
Estado civil			
Divorciado/separado/solteiro/viúvo	4,40	4,62*	114
Casado ou morando junto	4,69	5,22*	200
Saúde			
Ruim/razoável	3,93 ^{m1-2}	4,03 ^{m1-2}	65
Boa	4,76 ^{m2}	5,09 ^{m2}	169
Muito boa	4,76 ^{m1}	5,6 ^{m1}	80
Importância atribuída à família			
Não é importante/pouco importante/importante	3,36 ^{m1}	4,72	36
Muito importante	4,74 ^{m1}	5,04	278
Confiança em pessoas			
Nível 1	4,09 ^{m1}	4,96 ^{m1}	77
Nível 2	4,68	4,67 ^{m1}	117
Nível 3	4,87 ^{m1}	5,06 ^{m1}	83
Nível 4	4,69	6,06 ^{m1}	36

Fonte: WVS (2014). Disponível em: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>. Acesso em: 10 out. 2019.

Obs.: * Diferença significativa a 5%.

A tabela 3 mostra os resultados para as variáveis explicativas que são exclusivamente incorporadas à equação da renda. Note-se que nenhuma das variáveis apresenta diferenças significativas entre as categorias com relação à satisfação com a vida e todas estas apresentam diferenças significativas para a renda, o que justifica sua inclusão em uma equação, mas não na outra, além dos pontos teóricos já discutidos.

TABELA 3

Renda e satisfação médias por raça, educação, região e independência no trabalho – Brasil (2014)

Categoria	Renda média	Satisfação média	Frequência
Raça			
Negro	4,36*	5,07	168
Branco	4,84*	4,92	144
Educação			
Fundamental incompleto	3,89 ^{m1-2}	5	91
Médio incompleto	4,40 ^{m1}	4,82	68
Médio completo	4,78 ^{m1-M2}	5,14	88
Superior completo ou incompleto	5,48 ^{M1}	4,98	66
Independência no trabalho			
Nível 1	3,63 ^{m1-2}	4,75	32
Nível 2	4,47	4,82	17
Nível 3	3,53 ^{m2}	4,07	15
Nível 4	4,33	4,8	40
Nível 5	5,05 ^{M2}	4,86	81
Nível 6	4,76 ^{M1}	5,35	129
Região			
Norte/Centro-Oeste	5,42 ^{M1}	5,47	43
Nordeste	3,89 ^{m1-2-3}	4,84	76
Sudeste	4,66 ^{M2}	4,99	143
Sul	4,73 ^{M3}	4,90	52

Fonte: WVS (2014). Disponível em: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>. Acesso em: 10 out. 2019. Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Diferença significativa a 5%.

2. M/m – diferença significativa a 5%.

Com relação à raça, note-se que os indivíduos brancos apresentaram renda significativamente maior que os negros, como esperado. No que concerne à variável categórica de educação, as comparações entre as categorias quanto às diferenças estatisticamente significativas foram feitas com Anova e teste *ad hoc* de Bonferroni a 5%. Em casos de diferença estatisticamente significativa entre dois níveis, *M* foi utilizado para expressar o nível de maior valor e *m* representa o menor valor. Como múltiplas comparações podem ser feitas entre as categorias, são colocados números para cada uma das comparações. No caso da variável educação, no que tange ao nível de renda, o valor para o nível superior completo ou incompleto é significantemente maior (M1) que para as demais categorias (m1). Além disso, o nível médio completo tem um valor superior (M2) à categoria fundamental incompleto (m2). As demais comparações foram não significativas. Analisam-se também as diferenças entre as categorias de independência nas atividades de trabalho. Os indivíduos dos níveis

mais altos da variável tendiam a ter maior renda (M1 e M2) do que aqueles com menor independência (m1 e m2). Por fim, com relação à variável região geográfica, algumas das diferenças nos valores de renda foram significativas. As regiões Norte/Centro-Oeste (M1), Sudeste (M2) e Sul (M3) apresentaram valores superiores ao Nordeste (m1, m2 e m3). Note-se que as demais comparações, por exemplo, entre Sul e Sudeste, não foram estatisticamente significativas.

A tabela 4 mostra os resultados para as variáveis explicativas que foram usadas exclusivamente na equação de satisfação com a vida. Note-se que as variáveis apresentam diferenças não significativas entre as categorias com relação à renda.

A variável religiosidade não se mostrou significativamente correlacionada com renda, porém indivíduos com níveis maiores de religiosidade tendem a apresentar maior satisfação. Níveis maiores de pertencimento a comunidades são preditores significativos de níveis mais altos de satisfação com a vida, isso, entretanto, não ocorre com a variável renda. A correlação da variável percepção de isolamento foi significativa com a satisfação e não significativa com renda. Indivíduos que se percebem mais isolados tendem a ser menos satisfeitos com a vida. A variável controle e liberdade mostrou-se significativamente correlacionada com satisfação e não correlacionada com renda. Indivíduos com maior controle sobre a própria vida tendem a ser mais satisfeitos com esta. A variável extroversão e sociabilidade revelou-se significativamente correlacionada com satisfação e não correlacionada com renda. Indivíduos mais extrovertidos e sociáveis tendem a ter níveis mais elevados de satisfação com a vida. Todos esses resultados são comumente retratados na literatura especializada, como descrito anteriormente.

TABELA 4
Renda e satisfação médias para variáveis explicativas da equação de satisfação com a vida – Brasil (2014)

Categoria	Renda média	Satisfação média	Frequência
Religiosidade			
Não é importante	4	3,54 ^{m1-2}	13
Pouco importante	4,85	4,19	26
Importante	4,54	5,17 ^{M2}	111
Muito importante	4,63	5,13 ^{M1}	164
Pertencimento a comunidades			
Nível 1	4,19	4,3 ^{m1-2}	47
Nível 2	4,49	4,93	121
Nível 3	4,62	5,2 ^{M2}	76
Nível 4	5	5,4 ^{M1}	70
Percepção de isolamento			
Discordo totalmente	4,67	5,47 ^{m1-2}	108
Discordo	4,51	4,87 ^{M2}	172
Concordo/concordo totalmente	4,72	4,22 ^{M1}	32

(Continua)

(Continuação)

Categoria	Renda média	Satisfação média	Frequência
Controle e liberdade			
Nível 1	4,36	4,11 ^{m1}	19
Nível 2	4,9	4,77	39
Nível 3	4,54	4,50 ^{m1}	52
Nível 4	4,77	4,70	53
Nível 5	4,51	5,47 ^{M1}	150
Extroversão e sociabilidade			
Discordo totalmente/discordo um pouco/não concordo nem discordo	4,3	4,48 ^{m1}	66
Discordo	4,45	4,87	104
Concordo/concordo totalmente	4,82	5,33 ^{M1}	144

Fonte: WVS (2014).

Obs.: M/m – diferença significativa a 5%.

5 RESULTADOS DAS REGRESSÕES

Nesta seção, são apresentados os resultados dos modelos econométricos. A tabela 5 mostra os resultados para a equação da renda, inclusive para a estimação do modelo simultâneo. O modelo 1 inclui apenas a variável satisfação com a vida como explicativa. O modelo 2 apresenta as variáveis apresentadas na tabela 2 e que são comumente utilizadas em equações mincerianas. O modelo incorpora as variáveis discutidas na tabela 3, e também inclui as demais variáveis da tabela 2, comumente utilizadas como determinantes do bem-estar e que apresentaram correlação univariada com a renda. Os dois modelos foram estimados com MQO, mas podem estar enviesados, como sugeriu o teste de DWH. Assim, foi também estimado um modelo simultâneo com as mesmas variáveis explicativas do modelo 2. Note-se, porém, que os resultados dos dois últimos modelos são bastante similares.

Percebe-se que satisfação com a vida foi positivamente correlacionada com a renda no primeiro modelo e se tornou não significativa nos dois últimos, que incluem mais controles e uma estimação não enviesada. Ou seja, outros fatores parecem ser mais decisivos na determinação da renda que o bem-estar.

Os coeficientes das variáveis sexo, faixa etária, estado civil e raça foram não significativos nos modelos. Isso não é esperado em equações mincerianas padrão. Possivelmente, isso ocorreu devido à subjetividade da variável renda utilizada como variável dependente nos modelos. Além disso, o número de observações não é grande.

Diferentemente, os coeficientes das variáveis nível educacional e independência nas atividades de trabalho foram positivos e significativos, indicando que indivíduos com maior escolaridade e independência tinham maiores rendas. Com relação à macrorregião de residência, observou-se que indivíduos no Nordeste tinham menor renda. Todos esses resultados eram os esperados.

Os modelos 2 e simultâneo incorporam variáveis que estão comumente entre os determinantes do bem-estar. Com relação à saúde, os resultados são significativos somente a 10% no modelo 2 para apenas uma categoria, e não significativos no modelo simultâneo, sinalizando que essa variável é mais decisiva como determinante de bem-estar que de renda. As outras duas variáveis foram significativas a 5% e indicam que indivíduos que dão maior importância à família e que confiam mais em outros indivíduos tinham maior renda.

TABELA 5
Modelos com a função de renda – Brasil (2014)

Variáveis	Modelo		
	1	2	Simultâneo
Satisfação	0,107** (0,0542)	0,0576 (0,0541)	0,105 (0,134)
Sexo (homem)	- -	0,203 (0,232)	0,231 (0,233)
Faixa etária (referência = 25 a 29 anos)			
30 a 34 anos	- -	-0,432 (0,386)	-0,443 (0,370)
35 a 39 anos	- -	0,166 (0,376)	0,189 (0,364)
40 a 44 anos	- -	-0,292 (0,362)	-0,280 (0,347)
45 a 49 anos	- -	0,0931 (0,371)	0,104 (0,355)
50 a 54 anos	- -	0,0862 (0,367)	0,0773 (0,351)
55 a 64 anos	- -	0,273 (0,393)	0,261 (0,376)
Estado civil (casado ou morando junto)	- -	-0,113 (0,229)	-0,143 (0,231)
Raça (branco)	- -	0,232 (0,206)	0,243 (0,201)
Nível educacional (referência = fundamental incompleto)			
Médio incompleto	- -	0,308 (0,287)	0,307 (0,274)
Médio completo	- -	0,651** (0,272)	0,651** (0,259)
Superior incompleto ou completo	- -	1,189*** (0,303)	1,198*** (0,292)
Independência das atividades (referência = nível 1)			
Nível 2	- -	0,605 (0,517)	0,603 (0,494)
Nível 3	- -	-0,228 (0,537)	-0,204 (0,518)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Modelo		
	1	2	Simultâneo
Independência das atividades (referência = nível 1)			
Nível 4	-	0,290 (0,417)	0,298 (0,399)
Nível 5	-	0,950** (0,374)	0,956*** (0,357)
Nível 6	-	0,711** (0,346)	0,694** (0,335)
Região geográfica (referência = Norte/Centro-Oeste)			
Nordeste	-	-1,165*** (0,338)	-1,153*** (0,326)
Sudeste	-	-0,476 (0,317)	-0,466 (0,304)
Sul	-	-0,693* (0,378)	-0,686* (0,361)
Estado de saúde (referência = ruim/razoável)			
Boa	-	0,508* (0,270)	0,451 (0,298)
Muito boa	-	0,267 (0,321)	0,186 (0,374)
Importância atribuída à família			
Muito importante	-	1,063*** (0,314)	1,060*** (0,300)
Confiança em pessoas (referência = nível 1)			
Nível 2	-	0,664** (0,268)	0,668*** (0,256)
Nível 3	-	0,782*** (0,283)	0,777*** (0,270)
Nível 4	-	0,697* (0,358)	0,647* (0,366)
Constante	4,047*** (0,292)	1,834*** (0,663)	1,641** (0,814)
Observações	309	309	309
R-quadrado	0,013	0,274	0,272

Fonte: WVS (2014). Disponível em: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>. Acesso em: 10 out. 2019.
Obs.: 1. Erros-padrão em parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

3. Os instrumentos utilizados na estimação do modelo simultâneo são as variáveis apresentadas na tabela 6.

A tabela 6 mostra uma análise similar, mas com satisfação com a vida como variável dependente e a renda como variável explicativa. Note-se que os coeficientes para a variável renda apenas foram positivos e significativos no primeiro modelo, aquele que tem menos controles. Ao se incluir variáveis explicativas comumente importantes para determinar os níveis de bem-estar, como nível de saúde, religiosidade e controle sobre a própria vida, os coeficientes para renda tornaram-se não significativos. Ou seja, a renda parece não ser tão decisiva na determinação dos níveis de satisfação com a vida como outros determinantes.

Os demais resultados corroboram em grande maioria o descrito na literatura. Homens, pessoas com idade entre 35 e 39 anos, solteiros/viúvos/separados, pessoas com saúde precária, pessoas não religiosas e pessoas com menos controle sobre a própria vida tinham menores níveis de satisfação com a vida. Além disso, pessoas que consideravam que pertenciam à comunidade, que não se sentiam isoladas, que confiavam nas pessoas e que eram mais extrovertidas e sociáveis tinham maiores níveis de satisfação com a vida. A única variável que não se mostrou como esperado na literatura foi a importância atribuída à família, com coeficientes não significativos.

TABELA 6

Modelos com a função de satisfação com a vida – Brasil (2014)

Variáveis	Modelo		
	1	2	Simultâneo
Renda	0,117** (0,0593)	0,0369 (0,0573)	-0,0397 (0,129)
Sexo (homem)	- -	-0,547** (0,240)	-0,548** (0,228)
Faixa etária (referência = 25 a 29 anos)			
30 a 34 anos	- -	0,0782 (0,406)	0,0579 (0,389)
35 a 39 anos	- -	-0,851** (0,393)	-0,849** (0,375)
40 a 44 anos	- -	-0,552 (0,376)	-0,593 (0,364)
45 a 49 anos	- -	-0,288 (0,379)	-0,283 (0,362)
50 a 54 anos	- -	-0,0929 (0,383)	-0,0873 (0,365)
55 a 64 anos	- -	-0,0168 (0,409)	0,00823 (0,392)
Estado civil (casado ou morando junto)	- -	0,614*** (0,231)	0,620*** (0,221)
Estado de saúde (referência = ruim/razoável)			
Boa	- -	1,085*** (0,278)	1,154*** (0,284)
Muito boa	- -	1,549*** (0,326)	1,616*** (0,326)
Religiosidade (referência = não é importante)			
Pouco importante	- -	1,277** (0,632)	1,365** (0,613)
Importante	- -	1,735*** (0,531)	1,782*** (0,510)
Muito importante	- -	1,821*** (0,522)	1,860*** (0,501)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Modelo		
	1	2	Simultâneo
Controle e liberdade (referência = nível 1)			
Nível 2	-	0,617	0,626
	-	(0,516)	(0,492)
Nível 3	-	0,557	0,551
	-	(0,484)	(0,461)
Nível 4	-	0,767	0,785*
	-	(0,491)	(0,469)
Nível 5	-	1,409***	1,412***
	-	(0,450)	(0,429)
Importância atribuída à família			
Muito importante	-	-0,462	-0,363
	-	(0,346)	(0,362)
Pertencimento à comunidade (referência = nível 1)			
Nível 2	-	0,603*	0,622**
	-	(0,326)	(0,312)
Nível 3	-	0,745**	0,770**
	-	(0,356)	(0,341)
Nível 4	-	0,778**	0,844**
	-	(0,352)	(0,346)
Percepção de isolamento (referência = discordo totalmente)			
Discordo	-	-0,406*	-0,409*
	-	(0,234)	(0,223)
Concordo/concordo totalmente	-	-0,469	-0,414
	-	(0,411)	(0,397)
Confiança em pessoas (referência = nível 1)			
Nível 2	-	-0,0780	-0,0224
	-	(0,280)	(0,279)
Nível 3	-	0,237	0,305
	-	(0,301)	(0,304)
Nível 4	-	0,826**	0,886**
	-	(0,370)	(0,363)
Extroversão e sociabilidade (referência = discordo totalmente/discordo/não discordo e nem concordo)			
Concordo	-	0,233	0,238
	-	(0,289)	(0,276)
Concordo totalmente	-	0,491*	0,511*
	-	(0,275)	(0,264)
Constante	4,474***	1,117	1,190
	(0,294)	(0,811)	(0,784)
Observações	309	309	309
R-quadrado	0,013	0,297	0,292

Fonte: WVS (2014). Disponível em: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>. Acesso em: 10 out. 2019.
 Obs.: 1. Erros-padrão em parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

3. Os instrumentos utilizados na estimação do modelo simultâneo são as variáveis apresentadas na tabela 5.

6 CONCLUSÃO

Os resultados apresentados neste artigo podem ser interpretados conforme resumo adiante.

- 1) A satisfação com a vida não foi significativamente correlacionada com a renda em modelos que incluíam importantes determinantes da renda; portanto, indivíduos com níveis mais altos de satisfação com a vida, *ceteris paribus*, não estão associados significativamente a níveis mais altos de renda.
- 2) A renda não foi significativamente correlacionada com os níveis de satisfação com a vida em modelos que incluíam importantes determinantes do bem-estar; dessa forma, a obtenção de maiores rendimentos, *ceteris paribus*, não está significativamente associada a níveis mais elevados de satisfação com a vida.
- 3) Foi observada a necessidade de estimar modelos de forma simultânea, devido a problemas de endogeneidade das associações entre renda e satisfação com a vida, uma vez que estimadores MQO não se mostraram consistentes.
- 4) Outras variáveis que não a satisfação com a vida, como nível educacional e a independência nas atividades profissionais, foram mais associadas com a renda. Ainda assim, determinantes do bem-estar, a exemplo da importância dada à família e da confiança nas pessoas, apareceram com associações significativas com a renda.
- 5) Na determinação do bem-estar, outras variáveis que não a renda, como nível de saúde, religiosidade e sentimento de pertencimento, foram mais associadas com a satisfação com a vida.

Tais resultados divergem diretamente do princípio utilitarista que defende a busca pela acumulação indefinida de poder econômico e bens materiais como o principal norteador das tomadas de decisão. Harari (2014) afirma que, de uma perspectiva histórica, nos últimos quinhentos anos, o mais importante questionamento que podemos fazer à história é se a riqueza que a humanidade acumulou nesse período trouxe mais contentamento e felicidade. Para o autor, vivemos em uma realidade na qual a quantidade de opções de escolhas nunca foi tão grande. No entanto, ele levanta o questionamento de quão importante é essa vasta gama de opções se as pessoas não tiverem a capacidade de desfrutá-las, por estarem paralisadas justamente por esse excesso ou se estiverem muito ocupadas correndo irracionalmente atrás de maiores rendimentos financeiros. O questionamento que decorre dos resultados encontrados no artigo é: até que ponto vale a pena renunciar as variáveis que têm se mostrado melhores preditoras de felicidade em troca de uma busca por maiores níveis de renda?

REFERÊNCIAS

- ACHOR, S. **The happiness advantage**: the seven principles of positive psychology that fuel success and performance at work. Nova York: Penguin Random House, 2011.
- ANDERSON, C. A.; ARNOULT, L. H. Attributional style and everyday problems in living: depression, loneliness, and shyness. **Social Cognition**, v. 3, n. 1, p. 16-35, 1985.
- BOLIER, L. *et al.* Positive psychology interventions: a meta-analysis of randomized controlled studies. **BMC Public Health**, v. 13, n. 119, 2013.
- BRICKMAN, P.; COATES, D.; JANOFF-BULMAN, R. Lottery winners and accident victims: is happiness relative? **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 36, n. 8, p. 917-927, ago. 1978.
- CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW *versus* Mincer. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- CSIKSZENTMIHALYI, M.; NAKAMURA, J. The concept of flow. *In*: CSIKSZENTMIHALYI, M. **Flow and the foundations of positive psychology**. Dordrecht: Springer, 2014. p. 239-263.
- DENEVE, K. M.; COOPER, H. The happy personality: a meta-analysis of 137 personality traits and subjective well-being. **Psychological Bulletin**, v. 124, n. 2, p. 197-229, set. 1998.
- DIENER, E.; BISWAS-DIENER, R. Will money increase subjective well-being? **Social Indicators Research**, v. 57, n. 2, p. 119-169, 1º fev. 2002.
- DIENER, E.; RYAN, K. Subjective well-being: a general overview. **South African Journal of Psychology**, v. 39, n. 4, p. 391-406, 2009.
- DIENER, E.; SELIGMAN, M. E. P. Beyond money: toward an economy of well-being. **Psychological Science in the Public Interest**, v. 5, n. 1, p. 1-31, 2004.
- DIENER, E.; SUH, E. M. (Ed.). **Culture and subjective well-being**. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 24 jan. 2003.
- DIENER, E.; DIENER, M.; DIENER, C. Factors predicting the subjective well-being of nations. *In*: DIENER, E. (Ed.). **Culture and well-being**. Dordrecht: Springer, 2009. p. 43-70.
- DIENER, E.; SCOLLON, C. N.; LUCAS, R. E. The evolving concept of subjective well-being: the multifaceted nature of happiness. *In*: DIENER, E. (Ed.). **Assessing well-being**. Dordrecht: Springer, 2009. p. 67-100.

DIENER, E. *et al.* Subjective well-being: three decades of progress. **Psychological Bulletin**, v. 125, n. 2, p. 276, 1999.

DIENER, E. *et al.* Dispositional affect and job outcomes. **Social Indicators Research**, v. 59, p. 229-259, 2002.

EASTERLIN, R. A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. *In*: DAVID, P. A.; REDER, M. W. (Ed.). **Nations and households in economic growth**. Cambridge, Estados Unidos: Academic Press, 1974. p. 89-125.

EASTERLIN, R. *et al.* The happiness-income paradox revisited. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 107, n. 52, p. 22463-22468, out. 2010.

EMMONS, R.; DIENER, E. Factors predicting satisfaction judgments: a comparative examination. **Social Indicators Research**, v. 16, p. 157-167, 1985.

FREY, B. S.; STUTZER, A. What can economists learn from happiness research? **Journal of Economic Literature**, v. 40, n. 2, p. 402-435, jun. 2002.

FRIJTERS, P.; BEATTON, T. The mystery of the U-shaped relationship between happiness and age. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 82, n. 2-3, p. 525-542, maio 2012.

HARARI, Y. **Sapiens: a brief history of humankind**. Nova York: Penguin Random House, 2014.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. Earnings functions, rates of return and treatment effects: the Mincer equation and beyond. *In*: HANUSHEK, E.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education**, 2006. v. 1, p. 307-458.

JAHODA, M. **Current concepts of positive mental health**. Nova York: Basic Books; Hachette Book Group, 1958.

KAHNEMAN, D. Objective happiness. *In*: KAHNEMAN, D.; DIENER, E.; SCHWARZ, N. (Ed.). **Well-being: the foundations of hedonic psychology**. Nova York: Russell Sage Foundation, 1999.

LAYARD, P. R. G. **Happiness: has social science a clue?** Londres: Centre for Economic Performance, 2003.

LEMIEUX, T. The “Mincer equation” thirty years after schooling, experience, and earnings. *In*: GROSSBARD, S. (Ed.). **Jacob Mincer: a pioneer of modern labor economics**. Boston: Springer, 2006.

LEVINE, M. **The positive psychology of Buddhism and yoga: paths to a mature happiness**. Abingdon: Routledge, 2011.

LUCAS, R. E. *et al.* Reexamining adaptation and the set point model of happiness: reactions to changes in marital status. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 84, n. 3, p. 527-539, mar. 2003.

LYUBOMIRSKY, S.; KING, L.; DIENER, E. The benefits of frequent positive affect: does happiness lead to success? **Psychological Bulletin**, v. 131, n. 6, p. 803-855, 2005.

MAGNUS, K.; DIENER, E. A longitudinal analysis of personality, life events, and subjective wellbeing. *In*: ANNUAL MEETING OF THE MIDWESTERN PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION, 63., 1991, Chicago, Illinois. **Anais...**, Chicago: MPA, 1991.

MARKS, G. N.; FLEMING, N. Influences and consequences of well-being among Australian young people: 1980-1995. **Social Indicators Research**, v. 46, n. 3, p. 301-323, mar. 1999.

MICHALOS, A. C. Satisfaction and happiness. **Social indicators Research**, v. 8, n. 4, p. 385-422, 1980.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 1974.

NUNES, C. H. S. da S. **Construção, normatização e validação das escalas de socialização e extroversão no modelo dos Cinco Grandes Fatores**. 2005. Tese (Doutorado) – Instituto de Psicologia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

POLACHEK, S. Earnings over the life cycle: the Mincer earnings function and its applications. **Foundations and Trends in Microeconomics**, v. 4, n. 3, p. 165-272, 2008.

RØYSAMB, E. *et al.* Happiness and health: environmental and genetic contributions to the relationship between subjective well-being, perceived health, and somatic illness. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 85, n. 6, p. 1136-1146, dez. 2003.

RUSTING, C. L.; LARSEN, R. J. Extraversion, neuroticism, and susceptibility to positive and negative affect: a test of two theoretical models. **Personality and Individual Differences**, v. 22, n. 5, p. 607-612, maio 1997.

SELIGMAN, M. E. P. Positive psychology, positive prevention, and positive therapy. *In*: SNYDER, C. R.; LOPEZ, S. J. (Ed.). **Handbook of positive psychology**. Oxford: Oxford University Press, 2002. p. 3-12.

SELIGMAN, M. E. P. **Authentic happiness**: using the new positive psychology to realize your potential for lasting fulfillment. Nova York: Simon and Schuster, 2004.

SILVEIRA NETO, R. da M.; CAMPELO, A. K. Radiografando as disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 3, p. 359-378, 2003.

SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda *per capita* no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 5-28, 2013.

STAW, B. M.; SUTTON, R. I.; PELLED, L. H. Employee positive emotion and favorable outcomes at the work place. **Organization Science**, v. 5, n. 1, p. 51-71, fev. 1994.

THORESEN, C. *et al.* The affective underpinnings of job perceptions and attitudes: a meta-analytic review and integration. **Psychological Bulletin**, v. 129, n. 6, p. 914-945, nov. 2003.

URRY, H. *et al.* Making a life worth living: neural correlates of well-being. **Psychological Science**, v. 15, n. 6, p. 367-372, jun. 2004.

VAZ, F. M. A desigualdade de rendimentos do trabalho segundo a PNAD de 2008. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, Brasília, n. 41, p. 21-25, nov. 2009.

VILELA, E. **Imigração internacional e estratificação no mercado de trabalho brasileiro**. 2008. Tese (Doutorado) – Departamento de Sociologia e Política, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 2010.

BIBIOGRAFIA COMPLEMENTAR

DIENER, E.; BISWAS-DIENER, R. **Rethinking happiness: the science of psychological wealth**. Massachusetts: Blackwell Publishing, 2008.

EMMONS, R. A. **Thanks!:** how the new science of gratitude can make you happier. Boston: Houghton Mifflin Harcourt, 1^a jan. 2007.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. **Fifty years of Mincer earnings regressions**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, maio 2003. (Working Paper, n. 9732).

LUCAS, R. E.; DIENER, E.; SUH, E. Discriminant validity of well-being measures. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 71, n. 3, p. 616-628, set. 1996.

POST, S. G. Altruism, happiness, and health: it's good to be good. **International Journal of Behavioral Medicine**, v. 12, n. 2, p. 66-77, 2005.

VILELA, T.; ARAÚJO, E.; RIBEIRO, E. Análise do diferencial de renda do trabalho em 2008 entre diferentes gerações de trabalhadores no Brasil. **Revista Economia**, v. 13, n. 2, p. 385-414, maio-ago. 2012.

APÊNDICE A

RESULTADOS DO TESTE DE DURBIN-WU-HAUSMAN

TABELA A.1
Teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH) para a função renda – Brasil (2014)

Variáveis	Primeiro modelo	Segundo modelo
Resíduo da primeira equação	- -	-1,471*** (0,280)
Satisfação	- -	1,469*** (0,279)
Renda	0,0698 (0,0655)	- -
Sexo (homem)	-0,614** (0,253)	0,873*** (0,292)
Faixa etária (referência = 25 a 29 anos)		
30 a 34 anos	0,277 (0,426)	-0,469 (0,407)
35 a 39 anos	-0,492 (0,413)	0,776* (0,418)
40 a 44 anos	-0,225 (0,399)	-0,0722 (0,385)
45 a 49 anos	-0,236 (0,408)	0,411 (0,384)
50 a 54 anos	0,183 (0,404)	-0,147 (0,385)
55 a 64 anos	0,243 (0,432)	-0,0781 (0,415)
Estado civil (casado ou morando junto)	0,615** (0,249)	-0,888*** (0,294)
Raça (branco)	-0,321 (0,227)	- -
Nível educacional (referência = fundamental incompleto)		
Médio incompleto	-0,0277 (0,317)	- -
Médio completo	-0,0780 (0,302)	- -
Superior incompleto ou completo	-0,399 (0,342)	- -

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Primeiro modelo	Segundo modelo
Independência das atividades (referência = nível 1)		
Nível 2	0,113 (0,570)	- -
Nível 3	-0,587 (0,591)	- -
Nível 4	-0,156 (0,460)	- -
Nível 5	-0,155 (0,416)	- -
Nível 6	0,369 (0,384)	- -
Região geográfica (referência = Norte/Centro-Oeste)		
Nordeste	-0,283 (0,380)	- -
Sudeste	-0,203 (0,350)	- -
Sul	-0,140 (0,418)	- -
Estado de saúde (referência = ruim/razoável)		
Boa	1,163*** (0,291)	-0,781* (0,417)
Muito boa	1,696*** (0,339)	-1,548*** (0,557)
Importância atribuída à família		
Muito importante	0,0210 (0,353)	1,229*** (0,339)
Confiança em pessoas (referência = nível 1)		
Nível 2	-0,121 (0,298)	0,955*** (0,280)
Nível 3	0,0611 (0,315)	0,753** (0,297)
Nível 4	1,010** (0,392)	-0,740 (0,463)
Constante	3,973*** (0,701)	-4,371*** (1,317)
Observações	309	309
R-quadrado	0,195	0,237

Fonte: WVS (2014). Disponível em: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>. Acesso em: 10 out. 2019.

Obs.: 1. Erros-padrão em parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

3. Incluídos controles de religiosidade, controle e liberdade, pertencimento e comunidade, bem como de percepção de isolamento, no segundo modelo.

TABELA A.2
Teste de DWH para a função satisfação – Brasil (2014)

Variáveis	Primeiro modelo	Segundo modelo
Resíduo da primeira equação	-	-1,496***
	-	(0,289)
Renda	-	1,491***
	-	(0,281)
Satisfação	0,0403	-
	(0,0625)	-
Sexo (homem)	0,0144	-0,635***
	(0,253)	(0,242)
Faixa etária (referência = 25 a 29 anos)		
30 a 34 anos	-0,285	0,865**
	(0,424)	(0,423)
35 a 39 anos	0,0639	-0,614
	(0,414)	(0,396)
40 a 44 anos	-0,512	0,452
	(0,394)	(0,403)
45 a 49 anos	0,0920	-0,373
	(0,397)	(0,391)
50 a 54 anos	0,0792	-0,000837
	(0,400)	(0,388)
55 a 64 anos	0,307	-0,0986
	(0,427)	(0,419)
Estado civil (casado ou morando junto)	0,0491	0,493**
	(0,245)	(0,240)
Estado de saúde (referência = ruim/razoável)		
Boa	0,840***	-0,0668
	(0,294)	(0,366)
Muito boa	0,790**	0,498
	(0,350)	(0,399)
Religiosidade (referência = não é importante)		
Pouco importante	0,919	-
	(0,663)	-
Importante	0,474	-
	(0,565)	-
Muito importante	0,379	-
	(0,557)	-
Controle e liberdade (referência = nível 1)		
Nível 2	0,0557	-
	(0,540)	-
Nível 3	-0,0712	-
	(0,506)	-
Nível 4	0,200	-
	(0,515)	-
Nível 5	-0,00227	-
	(0,478)	-

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Primeiro modelo	Segundo modelo
Importância atribuída à família		
Muito importante	1,293*** (0,354)	-1,872*** (0,497)
Pertencimento à comunidade (referência = nível 1)		
Nível 2	0,189 (0,342)	- -
Nível 3	0,254 (0,374)	- -
Nível 4	0,699* (0,368)	- -
Percepção de isolamento (referência = discordo totalmente)		
Discordo	-0,0374 (0,245)	- -
Concordo/concordo totalmente	0,560 (0,429)	- -
Confiança em pessoas (referência = nível 1)		
Nível 2	0,715** (0,289)	-1,063*** (0,338)
Nível 3	0,853*** (0,310)	-1,053*** (0,370)
Nível 4	0,724* (0,387)	0,00745 (0,422)
Extroversão e sociabilidade (referência = discordo totalmente/discordo/não discordo e nem concordo)		
Concordo	0,0577 (0,302)	- -
Concordo totalmente	0,233 (0,288)	- -
Constante	1,085 (0,847)	0,729 (0,917)
Observações	309	309
R-quadrado	0,161	0,266

Fonte: WVS (2014). Disponível em: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>. Acesso em: 10 out. 2019.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erros-padrão em parênteses.
2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.
3. Incluídos controles de cor, nível educacional, independência das atividades, bem como de região geográfica, no segundo modelo.

Originais submetidos em: jan. 2021.

Última versão recebida em: ago. 2024.

Aprovada em: ago. 2024.

CLIENTELISMO? OPORTUNISMO? AMBOS? OU NENHUM? EVIDÊNCIAS DO EFEITO DO ALINHAMENTO POLÍTICO E DO CALENDÁRIO ELEITORAL SOBRE A PROVISÃO DE CRÉDITO OFICIAL AOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS^{1,2}

Francielly de Fátima Almeida³

Henrique Augusto Campos Fernandez Hott⁴

Sergio Naruhiko Sakurai⁵

Este estudo investiga se governos municipais cujo chefe do Poder Executivo seja politicamente alinhado com o governo federal recebem empréstimos oficiais de maior montante – em particular, com o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) – ou com melhores condições de devolução, bem como verifica se a concessão desses empréstimos varia de acordo com o calendário eleitoral. Utilizando-se o modelo de viés de seleção de Heckman (1979) e explorando-se dados referentes ao período de 2002 a 2020, os resultados sugerem que tanto a probabilidade de obtenção de financiamento como as suas características (montante, prazo de amortização, prazo de carência e taxa de juros) guardam relação com os dois fatores políticos em questão.

Palavras-chave: municípios brasileiros; empréstimos oficiais; alinhamento político; calendário eleitoral; modelo de viés de seleção amostral.

CLIENTELISM? OPPORTUNISM? BOTH? OR NEITHER? EVIDENCE OF THE EFFECT OF POLITICAL ALIGNMENT ON THE PROVISION OF OFFICIAL CREDIT TO BRAZILIAN MUNICIPALITIES

This study investigates whether municipal governments whose heads of the executive power is politically aligned with the federal government receive official loans – in particular, from the Brazilian Development Bank (BNDES) – of greater amounts or with better repayment conditions, as well as whether the granting of these loans varies according to the electoral calendar. By using Heckman (1979)'s sample selection model and exploring data from 2002 to 2020, the results suggest that both the probability of being funded and the loans characteristics (amount, amortization period, grace period and interest rate) are related to these two political factors.

Keywords: Brazilian municipalities; official loans; political alignment; calendário eleitoral; sample selection bias model.

JEL: C21; H74; H77.

1. DOI: <http://dx.doi.org.10.38116/ppe55n1art3>

2. Os autores agradecem o suporte financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), da Fundação Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp).

3. Doutora em economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (Fearn/USP). *E-mail:* franciellydefatima@hotmail.com.

4. Docente do Departamento de Economia da Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes). *E-mail:* henrique.hott@ufes.br.

5. Docente do Departamento de Economia da Fearn/USP. *E-mail:* sakurai@usp.br.

1 INTRODUÇÃO

Há uma rica literatura que analisa os efeitos do alinhamento partidário sobre as transferências fiscais recebidas por unidades locais a partir de instâncias superiores de governo – mais especificamente, se localidades cujo chefe do Poder Executivo é politicamente alinhado com o Poder Executivo de níveis superiores de governo são beneficiadas com um maior montante de transferências fiscais (Rozevitch e Weiss, 1993; Khemani, 2007; Solé-Ollé e Sorribas-Navarro, 2008; Arulampalam *et al.*, 2009; Brollo e Nannicini, 2012; Migueis, 2013; Bugarin e Marciniuk, 2017). Esse resultado, tipicamente associado a regimes federativos, tende a ser mais forte quanto maior for a dependência fiscal dos governos locais em relação aos recursos transferidos pelos níveis superiores, como é o caso do Brasil. Adicionalmente, outras referências apresentam evidências de que as transferências fiscais verticais variam de acordo com o calendário eleitoral, mais especificamente, que tais transferências tendem a ser maiores em períodos próximos às eleições (Veiga e Pinho, 2007; Sakurai e Theodoro, 2020).

Este estudo tem como foco outro mecanismo por meio do qual instâncias superiores de governo podem influenciar a transmissão de recursos para níveis inferiores, qual seja, a concessão de empréstimos oficiais via bancos públicos. Assim, este estudo pretende analisar: i) se municípios cujos chefes do Poder Executivo (prefeitos) sejam politicamente alinhados com o governo federal recebem um volume maior de empréstimos com o BNDES ou se as condições de pagamento desses financiamentos são mais favoráveis, comparativamente aos financiamentos recebidos por municípios cujo chefe do Executivo não seja alinhado; ii) se a concessão desses empréstimos varia de acordo com o calendário eleitoral, em particular, em anos em que ocorrem eleições municipais e em anos em que ocorrem eleições federais; e, finalmente, iii) se há um efeito conjunto desses dois fatores políticos. Assim sendo, diferentemente das transferências fiscais, que são feitas diretamente, o objetivo é investigar um mecanismo indireto de interação entre o governo federal, por um lado, e os governos municipais, por outro, por meio de bancos públicos.

Em termos empíricos, são analisados dados referentes aos financiamentos concedidos pelo BNDES especificamente à administração pública direta dos municípios brasileiros referentes ao período de 2002 a 2020. Utilizando-se o modelo de viés de seleção amostral para lidar com eventuais problemas de endogeneidade, os resultados sugerem que tanto a probabilidade de obtenção de financiamento como as suas características (montante, prazo de carência, prazo de amortização e taxa de juros) guardam relação com os dois fatores políticos em questão. Prefeituras cujo chefe do Poder Executivo seja politicamente alinhado com os partidos da coligação presidencial apresentam menores chances de recebimento dos financiamentos em questão, em contrapartida, conseguem financiamentos de maior porte. Os resultados também sugerem, entre outros, que, embora o montante do financiamento seja

menor em anos de eleições locais, por um lado, a probabilidade de ter a solicitação atendida é, por outro lado, maior. Há de se ressaltar, contudo, que os efeitos do alinhamento e do calendário eleitoral sobre a probabilidade de recebimento de financiamento são de magnitude limitada. Finalmente, os resultados sugerem haver, de forma pontual, relação entre o prazo de amortização e a taxa de juros com os dois fatores políticos aqui abordados.

Este estudo visa trazer contribuições a diferentes correntes da literatura econômica. A primeira delas, já bastante vasta, versa sobre a própria existência e atuação dos bancos públicos de forma geral, e dos bancos públicos de desenvolvimento especificamente, entre os quais está o BNDES. Conforme será discutido ao longo deste estudo, essa corrente da literatura apresenta duas ramificações importantes: a primeira delas apresenta argumentos favoráveis à existência dessas instituições, ao passo que a segunda, entretanto, apresenta ressalvas ou mesmo críticas a sua atuação, explicadas, em parte, justamente pela influência de fatores políticos. A segunda corrente da literatura com a qual este artigo interage e procura contribuir, por sua vez, discute a influência de fatores políticos – em particular, o alinhamento partidário e o calendário eleitoral – sobre a interação entre diferentes níveis de governo e seus efeitos sobre as transferências verticais de recursos fiscais. Como será abordado, são escassas as referências que discutem conjuntamente esses fatores, o que ressalta a relevância e o ineditismo deste estudo.

A análise do caso brasileiro é de especial interesse, uma vez que seu sistema federativo é caracterizado pela existência de um número expressivo de municípios cuja maioria é composta por localidades de baixo porte populacional. De acordo com os dados de população estimada pelo IBGE para o ano de 2021, do total de 5.570 municípios do país, 1.248 (quase 23%) têm até 5 mil habitantes e 2.447 (aproximadamente 44%) têm até 10 mil habitantes.⁶ Ademais, segundo dados da Secretaria do Tesouro Nacional, para o primeiro desses dois grupos de municípios, a receita tributária (ou seja, as receitas próprias) representa cerca de apenas 1,5% das receitas totais, ao passo que, para o segundo grupo, representa proporção marginalmente maior, de cerca de 1,9%.⁷ Com poucas exceções, nota-se que a maioria dos municípios do país tem baixa autonomia fiscal, elevada dependência de transferências dos governos estaduais e, especialmente, do governo federal, e conta com poucos instrumentos disponíveis para a obtenção de empréstimos de médio e de longo prazo com o sistema financeiro. Essas características sugerem que tais localidades não só dependem das transferências fiscais verticais para custear seus gastos correntes (ou seja, de curto prazo), mas também de crédito oficial provido por bancos públicos para o financiamento de suas despesas de capital

6. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?edicao=31451>.

7. Disponível em: https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta_finbra/finbra_list.jsf.

(ou seja, de longo prazo), o que pode torná-los suscetíveis à influência de fatores políticos como afinidades ideológico-partidárias com níveis superiores de governo (clientelismo). Ademais, essa suscetibilidade pode estar sujeita a outro fator político importante, qual seja, o calendário eleitoral, pois em anos de eleições, é possível que a transferência de recursos entre diferentes níveis de governo seja administrada estrategicamente, com vistas a permitir um melhor desempenho eleitoral dos incumbentes (oportunismo).

Este artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma discussão da teoria e das evidências sobre a atuação dos bancos públicos, dando atenção especial aos estudos que versam sobre sua relação com fatores políticos. As seções 3 e 4, por sua vez, descrevem, respectivamente, os procedimentos metodológicos empregados neste estudo e a base de dados. A seção 5 apresenta e discute os resultados e, finalmente, a seção 6 apresenta as considerações finais do estudo.

2 BANCOS PÚBLICOS E CONEXÕES POLÍTICAS: TEORIA E EVIDÊNCIAS

Criado em 1952, com o objetivo de estimular o desenvolvimento econômico do país, o BNDES é uma entidade autárquica, com autonomia administrativa, cujo objetivo central é auxiliar a política de investimentos do Estado. Desde sua criação, o BNDES tem estado entre os maiores bancos de desenvolvimento do mundo.

A literatura econômica analisa a existência de bancos públicos de forma geral e de bancos públicos de desenvolvimento de forma específica, tanto de maneira normativa como positiva. A primeira delas, tipicamente, apresenta justificativas para a existência dessas instituições e enfatiza os benefícios de sua atuação como membro do sistema financeiro. Em primeiro lugar, bancos públicos de desenvolvimento seriam importantes, porque, na ausência de instituições financeiras privadas dispostas a conceder financiamento de longo prazo, os demandantes desse tipo de empréstimo seriam obrigados a recorrer a sucessivos financiamentos de curto prazo, o que aumentaria o risco dos projetos em função de oscilações das taxas de juros (ou caso essas oscilações fossem bruscas) e da própria instabilidade macroeconômica, comum em países em desenvolvimento. Em segundo lugar, essas instituições poderiam viabilizar projetos públicos e privados que gerassem externalidades econômicas e sociais positivas, como o investimento em infraestrutura, em pesquisa e desenvolvimento, em políticas de inovação e em políticas ambientais, entre outros, que ocorreria em magnitude inferior à ótima diante de financiamento puramente privado. Por fim, ao ofertarem crédito de longo prazo, bancos públicos de desenvolvimento poderiam atuar como estabilizadores da atividade econômica, ao manter a oferta de recursos, mesmo em situações de instabilidade econômica, em que os agentes privados podem diminuir a oferta de crédito (Sapienza, 2004).⁸

8. Em linha com esse argumento, Micco e Panizza (2006), por exemplo, encontram evidências de que a provisão de crédito por bancos públicos é menos pró-cíclica do que a provisão realizada por bancos privados.

Ainda conforme discutido por Sapienza (2004), para além da abordagem normativa, também há uma abordagem positiva dos bancos públicos que, tipicamente, enfatiza possíveis problemas associados à sua atuação. Uma primeira, denominada visão de agência, argumenta que, ainda que tais instituições tenham como objetivo central minimizar as falhas do mercado de crédito, pode não ser possível gerar uma estrutura de incentivos suficiente para que seus gestores se esforcem de modo a atingir os objetivos almejados, dado que tais instituições podem estar sujeitas à influência de interesses burocráticos. Por sua vez, uma segunda (também discutida por Shleifer e Vishny, 1994; La Porta, Lopez-de-Silanes e Shleifer, 2002), denominada visão política, defende que bancos públicos poderiam ser geridos de forma a beneficiar grupos politicamente alinhados à instituição ou aos seus próprios gestores, cuja indicação pode não se dar por critérios técnicos, mas em função de grupos de interesse. Assim, a visão de agência entende que a má alocação dos recursos é consequência de uma estrutura de incentivos inadequada tal que seus gestores não se esforçariam devidamente, de modo a atingir os objetivos da instituição, ao passo que a visão política entende que essa má alocação é consequência de ações que visariam beneficiar grupos específicos de agentes.

Este estudo se aproxima da visão política de Sapienza (2004), pois, conforme mencionado anteriormente, o objetivo é analisar em que medida o alinhamento político entre o governo federal e os governos municipais se relaciona com a concessão de financiamento oficial por meio do BNDES, bem como se há alguma relação entre tais concessões e o calendário eleitoral.

De fato, existem algumas referências da literatura cujo objetivo se assemelha ao propósito deste estudo, variando o caso explorado. Abordando países específicos, uma primeira referência relevante é o já citado trabalho de Sapienza (2004), que analisa informações referentes aos municípios italianos entre 1991 e 1995. Seus resultados indicam que grandes empresas, que poderiam obter crédito com o mercado privado, são justamente aquelas mais beneficiadas pelos bancos públicos, em particular, com crédito a juros mais baixos, comparativamente ao crédito concedido por bancos privados. Explorando o fato de que muitos gestores dos bancos públicos italianos são filiados a partidos políticos, a autora também encontra evidências que indicam que as condições de crédito são mais favoráveis às empresas situadas justamente nas regiões em que a agremiação política do gestor obteve maior suporte eleitoral.

Uma segunda referência que aborda países específicos é o trabalho de Khwaja e Mian (2005), que encontra evidências que reforçam a percepção de que a atuação dos bancos públicos pode estar sujeita a interesses políticos. Ao analisar dados de empresas paquistanesas, os resultados obtidos pelos autores sugerem que empresas cujos diretores já disputaram algum tipo de eleição, ou seja, são membros de algum partido político, não só tomam mais crédito com bancos públicos, mas também apresentam maiores taxas de inadimplência. Contudo, os resultados obtidos pelos

autores indicam que fatores políticos exercem efeito nulo sobre o crédito obtido por essas empresas com bancos privados. Ainda na linha de estudos sobre países específicos que versam sobre o efeito do alinhamento político sobre a concessão de crédito via instituições públicas, Li *et al.* (2008) analisam o caso da China e encontram evidências de que empresas privadas cujos proprietários sejam filiados ao partido comunista apresentam mais facilidade na obtenção de crédito com bancos públicos e com outras instituições governamentais.

Para além da influência do alinhamento político sobre a provisão de crédito, outras referências importantes da literatura têm abordado outro aspecto político importante, qual seja, o efeito do calendário eleitoral sobre a provisão de crédito oficial. Nessa corrente da literatura, Cole (2009) analisa a oferta de crédito agrícola provido por bancos públicos indianos e encontra evidências de expansão em anos eleitorais, especialmente em distritos onde as eleições são mais acirradas e onde, portanto, a necessidade desse tipo de suporte visando vencer a disputa é maior. Adicionalmente, os resultados do autor indicam efeito nulo dessa expansão de crédito em anos eleitorais sobre a produção agrícola das áreas beneficiadas, reforçando, portanto, a percepção de utilização oportunista dos bancos públicos. Por sua vez, os resultados do estudo de Dinç (2005), que explora informações ao nível dos bancos de uma amostra de países, sugerem que há um aumento da oferta de crédito por parte dos bancos públicos em anos eleitorais, especialmente, em economias emergentes. Esse resultado, contudo, não é confirmado por Micco e Panizza (2006), que também analisam informações ao nível dos bancos de diferentes países e encontram apenas evidências fracas de expansão de crédito por parte dos bancos públicos em períodos eleitorais. De toda forma, ainda que não haja consenso na literatura quanto a essa relação, essas referências apontam para outro aspecto político importante a respeito da atuação dos bancos oficiais.

Especificamente para o caso brasileiro, duas referências podem ser aqui mencionadas. A primeira delas, com objetivo bastante semelhante ao aqui apresentado, é o estudo desenvolvido por Leão, Mello e Ferraz (2013), no qual os autores analisam o efeito do alinhamento partidário entre o governo municipal e o federal sobre o montante de crédito concedido via bancos comerciais públicos federais, em especial, o Banco do Brasil e a Caixa Econômica Federal. Explorando um painel de municípios brasileiros entre 1997 e 2008, os autores encontram evidências de que a taxa de crescimento da oferta de crédito provida por tais instituições financeiras é maior em municípios politicamente alinhados com o governo federal, comparativamente a municípios não alinhados. Em particular, esse efeito é verificado no crédito não direcionado e no crédito destinado às pessoas jurídicas. Por sua vez, um segundo estudo relevante referente ao caso brasileiro é o realizado por Carvalho (2014), no qual o autor analisa um painel de firmas brasileiras entre 1995 e 2005 e encontra evidências de que empresas elegíveis a financiamento com o BNDES aumentam a quantidade de emprego em estados cujo governante é

politicamente alinhado com o governo federal. Esse aumento se dá especialmente nos períodos anteriores às eleições e nas localidades onde a competição eleitoral é mais acirrada. Esse comportamento por parte das firmas parece ser compensador, dado que o autor encontra evidências de que tais empresas são posteriormente beneficiadas com maior crédito com o referido banco. Ademais, não há elevação do emprego total, uma vez que os resultados indicam que as firmas beneficiadas apenas reposicionam geograficamente suas plantas em direção às localidades cujo chefe do Poder Executivo seja alinhado com o governo federal, com a consequente queda do emprego das regiões cujo chefe do Executivo não seja alinhado.

As referências apresentadas ao longo desta seção permitem traçar um breve panorama da discussão, tanto teórica quanto empírica, já desenvolvida pela literatura existente sobre o tema. Dessa forma, tendo em vista a importância da literatura sobre os bancos públicos, bem como daquela que versa sobre a influência do alinhamento político e do calendário eleitoral sobre as transferências de recursos entre diferentes níveis de governo, este estudo procura trazer novas contribuições à literatura, ao unificar essas duas discussões. A próxima seção do artigo passa a discutir a metodologia empregada neste estudo, de forma a identificar os eventuais efeitos do alinhamento político e do calendário eleitoral sobre a provisão de crédito oficial aos governos locais brasileiros, conforme segue.

3 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

Conforme mencionado anteriormente, este estudo busca analisar: i) se municípios cujo chefe do Poder Executivo seja politicamente alinhado com o Executivo federal tomam financiamento de maior montante com o BNDES ou sob condições mais favoráveis de devolução relativamente aos municípios não alinhados; ii) se a concessão de financiamento varia de acordo com a ocorrência de eleições municipais ou de eleições federais; e, finalmente, iii) se há um efeito conjunto desses dois fatores, ou seja, se o efeito do alinhamento partidário se dá de forma diferente de acordo com o calendário eleitoral.

Neste estudo, o alinhamento político entre o chefe do Poder Executivo local e o governo federal é mensurado por meio de três variáveis explicativas do tipo *dummy*. A primeira delas (*AP*) assume o valor 1 (um), caso o partido do prefeito seja exatamente igual ao partido do presidente da República, e 0 (zero), caso contrário; a segunda (*AC*), por sua vez, assume o valor 1, caso o partido do prefeito faça parte da coligação que elegeu o presidente (excluindo-se o partido do presidente), e 0, caso contrário; por fim, a terceira (*AM*) assume o valor 1, caso o partido do prefeito seja o mesmo de algum ministro (excluindo-se o partido do presidente e os da coligação), e 0, caso contrário. Note-se, portanto, que a primeira medida de alinhamento é mais restritiva, pois considera somente o alinhamento partidário do chefe do Poder Executivo local com o chefe do Poder Executivo federal; a segunda,

por sua vez, é uma medida relativamente mais ampla, pois considera (somente) os casos em que o alinhamento se dá com os partidos membros da coligação. Por fim, a terceira medida considera (somente) os casos em que o partido do prefeito municipal chefia algum ministério do governo federal. Note-se também que essas três medidas de alinhamento político entre o chefe do Poder Executivo local e o governo federal são excludentes entre si – por exemplo, se o partido do governante municipal é igual ao partido do presidente da República, apenas a primeira dessas três *dummies* assume o valor 1; alternativamente, se o partido do prefeito é igual ao partido de algum ministro, apenas a terceira assume o valor 1.

Para além dessas três *dummies* de alinhamento partidário entre o governo local e o federal, a ocorrência de eleições locais ou federais é mensurada por meio de outras duas variáveis *dummy*, da seguinte forma: a primeira delas (*EM*) assume o valor 1 nos anos em que ocorrem eleições municipais⁹ e 0 nos demais; já a segunda (*EF*) assume o valor 1 nos anos em que ocorrem eleições federais¹⁰ e 0 nos demais.

Dadas as explicações anteriores, o problema a ser investigado neste estudo pode ser genericamente representado pela equação (1) – omitindo-se variáveis de controle, para facilitar a interpretação.

$$y_{it} = \alpha + \beta_{AP}AP_{it} + \beta_{AC}AC_{it} + \beta_{AM}AM_{it} + \gamma_{EM}EM_t + \gamma_{EF}EF_{it} + \delta_{APEM}AP_{it} \times EM_t + \delta_{ACEM}AC_{it} \times EM_t + \delta_{AMEM}AM_{it} \times EM_t + \psi_{APEF}AP_{it} \times EF_t + \psi_{ACEF}AC_{it} \times EF_t + \psi_{AMEF}AM_{it} \times EF_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Nessa equação, o índice *i* representa um determinado município e o índice *t* representa um determinado ano. A variável dependente y_{it} representa cada uma das diferentes características dos financiamentos aqui analisadas, quais sejam: i) o montante do financiamento; ii) a taxa de juros; iii) o prazo de amortização; e iv) o prazo de carência do financiamento obtido com o BNDES. Finalmente, α representa a constante do modelo, e ϵ_{it} representa o termo de erro.

É possível observar que a estimação dos parâmetros da equação (1) por meio do modelo linear geral contemplaria apenas os municípios que solicitaram financiamento ao BNDES (sejam eles alinhados ou não), ou seja, os municípios que não solicitaram seriam excluídos das estimações, uma vez que as informações referentes ao financiamento seriam *missing data* nesses casos.

Caso a decisão de solicitação fosse definida de forma totalmente aleatória, as estimações seriam não enviesadas e, portanto, permitiriam investigar a relação do alinhamento político e do calendário eleitoral com a provisão de tais financiamentos. Note-se, contudo, que esse não é o caso: como a solicitação do crédito não é aleatória, mas, sim, uma decisão do próprio município, os resultados advindos de

9. Na amostra deste estudo, 2004, 2008, 2012, 2016 e 2020.

10. Na amostra deste estudo, 2002, 2006, 2010, 2014 e 2018.

uma amostra que contemplasse somente as unidades beneficiadas estariam muito provavelmente sujeitos ao problema de viés de seleção amostral (Heckman, 1979). Além disso, uma característica da base de dados explorada neste estudo pode representar outra fonte de viés amostral: não há informações disponibilizadas pelo BNDES referentes a projetos submetidos ao banco e que tenham sido rejeitados. Na prática, portanto, os dados explorados neste estudo são referentes apenas àqueles municípios que solicitaram o financiamento e que foram efetivamente atendidos.

Diante desses dois pontos, os testes econométricos realizados neste estudo envolvem a estimação dos parâmetros com base no modelo *pooled Heckman*, em que, no primeiro estágio, estima-se, por meio de um modelo *probit*, a probabilidade de um município solicitar financiamento com o BNDES (e conseguiu-lo). No segundo estágio, por sua vez, estimam-se os parâmetros da relação do montante recebido ou das condições do pagamento do financiamento (taxa de juros e prazos de amortização e de carência) com o alinhamento político e com o calendário eleitoral, condicionalmente ao fato de a solicitação ter sido realizada (por um município) e atendida (pelo BNDES). Assim, a equação (1) sofre uma modificação, passando a ser representada da forma a seguir.

$$y_{it} = \alpha + \beta_{AP}AP_{it} + \beta_{AC}AC_{it} + \beta_{AM}AM_{it} + \gamma_{EM}EM_t + \gamma_{EF}EF_{it} + \delta_{APEM}AP_{it} \times EM_t + \delta_{ACEM}AC_{it} \times EM_t + \delta_{AMEM}AM_{it} \times EM_t + \psi_{APEF}AP_{it} \times EF_t + \psi_{ACEF}AC_{it} \times EF_t + \psi_{AMEF}AM_{it} \times EF_t + \lambda \frac{\phi(z'_{it}\gamma)}{\Phi(z'_{it}\gamma)} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Na equação (2), $\frac{\phi(z'_{it}\gamma)}{\Phi(z'_{it}\gamma)}$ representa a razão inversa de *Mills*, termo estimado a partir dos resultados do primeiro estágio do modelo,¹¹ cuja inclusão permite controlar as estimações pela probabilidade de um município solicitar financiamento com o BNDES (e tê-la atendida), ou seja, permite estimar os parâmetros da equação (1) de forma não enviesada e consistente (Heckman, 1979).

Além das variáveis explicativas discutidas anteriormente, as estimações incluem um conjunto de variáveis de controle composto: i) pela proporção da população municipal composta por idosos (indivíduos com mais de 65 anos de idade); ii) pela proporção da população municipal composta por jovens (indivíduos com menos de 14 anos); iii) pela taxa de urbanização (proporção da população residente na zona urbana); e iv) pela população total. Dado que a estimação dos parâmetros por meio do modelo de Heckman (1979) requer que ao menos uma variável explicativa faça parte do primeiro estágio, mas não do segundo (Puhani, 2000), essas quatro variáveis demográficas foram incluídas no primeiro estágio, mas somente a proporção de jovens

11. Neste caso, z representa a matriz de variáveis explicativas do primeiro estágio e γ representa o vetor de coeficientes.

foi mantida no segundo.¹² Além dessas variáveis, que representam características demográficas (estruturais) dos municípios brasileiros, as estimações também incluem *dummies* de Unidade da Federação (UF), em ambos os estágios.

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Em linha com os objetivos do estudo, é importante ressaltar que são considerados apenas os empréstimos tomados pela administração pública direta, não contemplando, portanto, outros tipos de financiamento, como aqueles tomados por empresas privadas ou por sociedades de economia mista.

O BNDES, em seu sítio eletrônico, fornece informações referentes aos financiamentos disponíveis aos governos municipais brasileiros. Tais empréstimos são classificados em *diretos* ou *indiretos* e entre *automáticos* ou *não automáticos*, conforme descrito a seguir.¹³

- 1) Direta: operação realizada diretamente com o BNDES ou por meio de mandatário. Nesse tipo de operação, é necessário apresentar o pedido ao BNDES por meio da denominada *consulta prévia*, documento em que são descritas as características básicas do solicitante e do empreendimento para a análise do banco. Para solicitar apoio direto ao BNDES, é necessário que o financiamento tenha valor superior a R\$ 20 milhões, mas, em alguns casos específicos, é possível que o apoio direto a financiamentos seja inferior a esse valor.
- 2) Indireta: operações realizadas por meio de instituições financeiras, as quais avaliam a solicitação de financiamento e assumem o risco do não pagamento da operação. Por isso, tais instituições podem aceitar ou não o pedido de crédito. São elas também que negociam com o cliente as condições do financiamento, como prazo de pagamento e garantias exigidas, respeitando algumas regras e limites definidos pelo BNDES. Existem duas modalidades de operação indireta:
 - a) automática: operação que não precisa passar por avaliação prévia do BNDES. O pedido é recebido e analisado pela instituição financeira credenciada, que aprova o crédito e, em seguida, solicita ao BNDES a homologação e a liberação dos recursos. Fazem parte dessa modalidade as operações de financiamento com valor até R\$ 20 milhões; e

12. Dado que não há um critério específico que norteie a seleção da(s) variável(is) explicativa(s) a ser(em) incluída(s) no primeiro estágio, mas retirada(s) do segundo, decidiu-se considerar o critério de significância estatística dos coeficientes. Assim, as variáveis explicativas *taxa de urbanização*, *população* e *proporção de idosos* foram mantidas no primeiro estágio, pois seus coeficientes são estatisticamente significantes, mas retiradas no segundo, por não o serem.

13. Essas informações foram obtidas no sítio eletrônico da própria instituição.

- b) não automática: operação indireta em que é necessário apresentar a consulta prévia, que é encaminhada ao BNDES pela instituição financeira credenciada para análise. Nesse caso, as operações de financiamento são avaliadas individualmente e aprovadas ou rejeitadas pelo próprio BNDES. O valor mínimo para essa forma de apoio é de R\$ 20 milhões.

Neste estudo, serão analisados somente os empréstimos realizados por meio das modalidades direta e indireta não automática, por duas razões. Em primeiro lugar, dado o objetivo do estudo, parte-se da premissa de que um eventual efeito do alinhamento partidário sobre o financiamento concedido pelo BNDES seja maior (ou, no limite, só seja verificado), caso a solicitação seja avaliada diretamente pelo BNDES, e não somente pelos intermediários financeiros. Em segundo lugar, algumas informações relevantes para a realização deste estudo (em particular, as condições de devolução do financiamento, como taxa de juros, por exemplo) só são disponibilizadas pelo BNDES para os financiamentos dessas modalidades específicas.¹⁴

Além dessa categorização, há outra distinção quanto aos empréstimos providos pelo BNDES. Em particular, há uma modalidade denominada *recursos não reembolsáveis*, que, segundo o próprio BNDES, são concedidos para apoiar projetos específicos sem a exigência de devolução ao banco. Dessa forma, não há que se falar em prazo de amortização, prazo de carência nem taxa de juros para esse tipo específico de financiamento. Os recursos da modalidade *reembolsável*, por sua vez, devem ser devolvidos ao banco e envolvem a definição das condições para a devolução.

Além dos esclarecimentos anteriores, cabe adicionar que os dados disponibilizados pelo BNDES são tais, que permitem um município tomar diferentes financiamentos em um mesmo ano, sob condições de amortização diferentes. Isso acontece, por exemplo, caso empréstimos distintos sejam realizados por meio de modalidades distintas ou para projetos distintos. Mais frequente na amostra, contudo, é o caso em que um mesmo empréstimo é decomposto em diferentes subcréditos, também sujeitos a diferentes taxas de juros em função de diferentes itens financiados.

Para que os dados pudessem ser organizados de forma que cada município estivesse associado a apenas um empréstimo por ano, procedeu-se da seguinte forma: para os valores dos empréstimos, para cada tipo de empréstimo entre reembolsável e não reembolsável e para cada município, realizou-se a soma dos valores dos diferentes financiamentos tomados em um determinado ano. Assim, dado que alguns financiamentos são do tipo não reembolsável e outros do tipo reembolsável, este estudo considera duas variáveis dependentes que mensuram diferentes valores do financiamento: i) *valor total*,

14. Segundo o BNDES, há uma terceira modalidade denominada "mista", que são operações que combinam as formas direta e indireta não automática e ambas compartilham o risco da operação. As operações mistas geralmente ocorrem por sugestão do BNDES ou da instituição credenciada, isto é, não podem ser solicitadas diretamente pelo cliente.

referente ao total do valor tomado, independentemente de o valor do empréstimo ser do tipo não reembolsável ou reembolsável; e ii) *valor reembolsável*, referente ao valor do financiamento exclusivamente desta modalidade. Já para a taxa de juros, para o prazo de amortização e para o prazo de carência, realizou-se a soma ponderada pela participação relativa dos valores de cada financiamento tomado em um dado ano somente para os recursos do tipo reembolsáveis, visto que, conforme mencionado anteriormente, não há que se falar sobre essas variáveis para os empréstimos do tipo não reembolsável.

A título de ilustração, considere-se o município de Blumenau-SC, que, no ano de 2004, tomou dois financiamentos do tipo reembolsável com o BNDES, cujos montantes foram de R\$ 2.445.000,00 e R\$ 4.178.070,00,¹⁵ com taxas de juros iguais a 3,5% e 2,5%, respectivamente. O valor total do financiamento considerado para este estudo é igual a R\$ 6.623.070,00, que corresponde à soma simples dos valores dos empréstimos anteriormente mencionados, ao passo que a taxa de juros considerada neste estudo é igual a 2,87%, que corresponde à soma das taxas de juros anteriormente mencionadas ponderadas pela participação de cada financiamento no montante total tomado no ano.

Este estudo investiga como o alinhamento político e o calendário eleitoral se relacionam com os empréstimos obtidos pelos governos municipais brasileiros com o BNDES, utilizando-se dados de cinco mandatos municipais: i) 2001-2004 (prefeitos eleitos em 2000); ii) 2005-2008 (prefeitos eleitos em 2004); iii) 2009-2012 (prefeitos eleitos em 2008); iv) 2013-2016 (prefeitos eleitos em 2012); e, finalmente, v) 2017-2020 (prefeitos eleitos em 2016). No Brasil, como as eleições municipais e as eleições estaduais/federais ocorrem de forma escalonada a cada dois anos, é possível que haja mudança no alinhamento ao longo de um mesmo mandato local ou de um mesmo mandato federal. Por exemplo, para os prefeitos eleitos em 2000, entre os anos de 2001 e 2002, o presidente da República em questão era Fernando Henrique Cardoso, ao passo que, entre 2003 e 2004, o presidente em exercício era Luiz Inácio Lula da Silva. Assim, para a definição do alinhamento político entre governos locais e governo federal, foi preciso analisar separadamente os dois primeiros anos do mandato local e os dois últimos.

Os dados referentes às variáveis políticas (utilizadas para a definição da ocorrência ou não do alinhamento partidário entre governos locais e o governo federal) foram obtidos via Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Por sua vez, os dados demográficos, que são utilizados como variáveis de controle das estimações, foram obtidos via Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Finalmente, os dados referentes aos financiamentos providos pelo BNDES aos municípios brasileiros foram obtidos no *website* da própria instituição. Em particular, ressalta-se que, nas

15. Em valores da época.

estimações, o montante do financiamento é mensurado em logaritmo natural, ao passo que a taxa de juros é mensurada em % ao ano (a.a.) e o prazo de amortização e de carência são ambos mensurados em meses. Adicionalmente, esclarece-se que os valores dos financiamentos estão mensurados em R\$ de 2021, deflacionados com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	Média	Desvio-padrão	Observações
Valor total (R\$ 1 milhão)	42,61	253,34	479
Valor reembolsável (R\$ 1 milhão)	45,98	264,41	437
Prazo de carência (meses)	24,97	6,10	437
Prazo de amortização (meses)	77,99	20,94	437
Taxa de juros (% a.a.)	2,40	0,55	437
População	34.691,00	206.131,00	101.675
Idosos (%)	7,33	2,35	101.675
Jovens (%)	28,95	6,06	101.675
Urbanização (%)	60,79	22,93	101.675

Elaboração dos autores.

A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas selecionadas das variáveis que compõem este estudo. De acordo com essas informações, nota-se que o valor total médio é da ordem de R\$ 42,61 milhões, ao passo que o valor reembolsável médio é da ordem de R\$ 45,98 milhões. Em princípio, o primeiro desses valores deveria ser maior que o segundo, mas é importante esclarecer que o número de observações para cada uma dessas duas variáveis também é diferente. Em particular, esta diferença é explicada pelos empréstimos do tipo não reembolsável, cujos valores são tipicamente menores que os referentes aos empréstimos do tipo reembolsável. De toda forma, uma característica comum ao valor total e ao valor reembolsável é seu elevado desvio-padrão, sinalizando haver uma variação expressiva dos valores em torno da média – a título de exemplificação, o financiamento do tipo reembolsável de menor valor na amostra aqui explorada foi tomado pela prefeitura do município de Itápolis-SP em 2004, no valor de R\$ 21.405,00, ao passo que o de maior valor foi tomado pela prefeitura do município do Rio de Janeiro-RJ em 2014, no valor de R\$ 4,2 bilhões.¹⁶ As informações presentes na tabela ainda permitem notar que os empréstimos do tipo reembolsável contam com um prazo médio de carência de quase 25 meses, prazo de amortização de aproximadamente 78 meses e taxa anual de juros de 2,40% ao ano.

16. Ambos em valores já deflacionados. Em valores da época, estes são iguais a R\$ 8 milhões e R\$ 1,6 bilhão, respectivamente.

A tabela 2 apresenta a distribuição do número de municípios cujas prefeituras foram beneficiadas com financiamento do BNDES por ano e por UF. As informações apresentadas permitem constatar que há uma diferença significativa entre as UFs do país, uma vez que os municípios dos estados de São Paulo (138), de Santa Catarina (55), de Minas Gerais (47), do Rio Grande do Sul (46) e do Paraná (43) são os mais frequentes na amostra. Contudo, é possível constatar que nenhuma prefeitura dos estados de Alagoas, do Rio Grande do Norte e de Sergipe recebeu tal recurso. Diferenças significativas na concessão dos empréstimos também são notadas ao longo do tempo, uma vez que há forte concentração nos primeiros anos da amostra e declínio progressivo subsequente – o total de municípios beneficiados somente em 2002 (68), 2003 (66) e 2004 (127) representa 54% da quantidade total de financiamentos.

Como última ilustração dos dados referentes aos financiamentos, a tabela 3 apresenta os valores médios de cada uma das cinco variáveis dependentes exploradas neste estudo, separadamente para cada um dos três tipos de alinhamento (exclusivamente com o partido do presidente, exclusivamente com os partidos da coligação ou exclusivamente com os partidos dos ministros) e por tipo de ano (anos em que não há eleições, anos em que ocorrem eleições locais e anos em que ocorrem eleições federais). Embora os valores não indiquem haver um padrão de comportamento claro entre esses diferentes grupos, ressalta-se que os valores reportados são apenas médias simples e somente um tratamento mais rigoroso permite averiguar se as características dos financiamentos tomados pela administração pública direta dos municípios brasileiros com o BNDES exibem alguma relação com o alinhamento político e/ou com o calendário eleitoral.

TABELA 2
Quantidade de municípios beneficiados com financiamento do BNDES – UFs (2002-2020)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	Total
AC	0	0	1	0	0	2	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	5
AL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AM	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
AP	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	2
BA	0	0	5	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	8
CE	0	4	6	0	4	4	2	2	2	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	26
ES	0	1	3	1	1	1	4	0	1	0	1	0	2	0	0	0	0	0	0	15
GO	0	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	5
MA	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	3
MG	7	3	12	0	2	8	5	1	2	0	0	2	2	2	0	0	1	0	0	47
MS	1	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4
MT	0	3	10	0	1	3	4	0	1	4	0	1	1	0	0	0	0	0	0	28
PA	1	0	1	0	0	1	0	0	1	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	6
PB	1	0	0	0	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4
PE	3	0	2	2	0	0	2	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	11
PI	1	2	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	5
PR	7	8	15	0	0	4	6	0	0	0	1	0	1	1	0	0	0	0	0	43
RJ	2	3	2	0	2	1	1	1	1	2	0	1	2	0	1	1	0	0	0	20
RN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

(Continua)

(Continuação)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	Total
RO	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	4
RR	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
RS	7	7	14	3	2	2	1	0	2	2	2	1	2	0	0	0	0	0	1	46
SC	13	10	15	2	3	2	2	3	2	0	2	0	0	0	0	0	1	0	0	55
SE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SP	25	18	37	7	9	10	2	3	4	1	6	2	2	2	3	2	0	2	3	138
TO	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Total	68	66	127	16	28	40	30	12	17	11	15	7	13	10	5	3	2	4	5	479

Elaboração dos autores.

TABELA 3
Média das características dos financiamentos, por tipo de alinhamento e ano eleitoral

	Valor total (R\$ 1 milhão)		Valor reembolsável (R\$ 1 milhão)		Prazo de carência (meses)			Prazo de amortização (meses)			Taxa de juros (% a.a.)	
	Não alinhado	Alinhado	Não alinhado	Alinhado	Não alinhado	Alinhado	Alinhado	Não alinhado	Alinhado	Não alinhado	Não alinhado	Alinhado
Anos não eleitorais	18,27	71,96	20,08	90,12	24,14	26,07	81,43	75,22	81,43	2,43	2,25	2,25
Anos de eleição municipal	29,90	24,63	65,86	28,25	25,26	25,18	75,94	85,64	75,94	2,20	2,37	2,37
Anos de eleição federal	48,66	38,63	59,18	38,45	25,63	24,34	90,40	78,69	90,40	2,31	2,15	2,15

(Continua)

(Continuação)

	Valor total (R\$ 1 milhão)		Valor reembolsável (R\$ 1 milhão)		Prazo de carência (meses)		Prazo de amortização (meses)		Taxa de juros (% a.a.)	
	Não alinhado	Alinhado	Não alinhado	Alinhado	Não alinhado	Alinhado	Não alinhado	Alinhado	Não alinhado	Alinhado
Panel B: alinhamento com partidos da coligação presidencial										
Anos não eleitorais	27,50	40,80	30,68	52,59	24,78	21,08	75,97	80,16	2,41	2,24
Anos de eleição municipal	17,03	259,83	17,53	290,35	25,87	24,43	77,63	81,84	2,46	2,05
Anos de eleição federal	57,61	165,49	59,95	171,74	24,51	23,88	80,23	80,05	2,32	2,38
Panel C: alinhamento com partidos dos ministros										
Anos não eleitorais	33,65	10,68	38,30	11,48	24,58	24,13	77,36	72,58	2,42	2,31
Anos de eleição municipal	30,93	24,31	32,76	25,07	25,75	25,95	74,96	84,48	2,45	2,41
Anos de eleição federal	82,58	74,93	85,20	80,09	24,26	24,69	80,40	79,66	2,33	2,34

Elaboração dos autores.

5 RESULTADOS

Esta seção do estudo apresenta os resultados das estimações conforme especificação apresentada na seção 3 deste artigo. Mais especificamente, a tabela 4 apresentada em sequência reporta os coeficientes associados às variáveis explicativas bem como seus respectivos erros-padrão (entre parênteses). Os resultados para as variáveis dependentes valor total, valor reembolsável, prazo de carência, prazo de amortização e, finalmente, taxa de juros são reportados nas colunas A, B, C, D e E, respectivamente. O painel A apresenta os resultados referentes ao segundo estágio, ao passo que o painel B apresenta os resultados referentes ao primeiro estágio do modelo de Heckman (1979). Cumpre esclarecer que os resultados referentes ao primeiro estágio reportados nas quatro últimas dessas cinco colunas são exatamente os mesmos, pois se referem à probabilidade de solicitação (e concessão) do mesmo tipo de financiamento, qual seja, do tipo reembolsável. Por fim, os asteriscos denotam a significância estatística dos coeficientes aos níveis de * = 10%; ** = 5%; e *** = 1%, respectivamente.

De acordo com os resultados apresentados no painel A da tabela 4, nota-se que, em anos não eleitorais, o alinhamento político entre o chefe do Poder Executivo local e o presidente da República parece não guardar relação estatisticamente significativa com o montante do financiamento (seja ele total ou reembolsável), com o prazo de carência ou com o prazo de amortização, uma vez que todos os coeficientes associados à *dummy Alinhamento partido* são estatisticamente nulos. Nota-se, contudo, um coeficiente negativo e estatisticamente significativo a 5% na coluna E, sugerindo que a taxa de juros é 0,306 ponto percentual (p.p.) inferior, caso o alinhamento em questão seja verificado relativamente ao caso em que não – considerando-se que a taxa de juros média em anos em que não ocorrem eleições e quando o chefe do Poder Executivo não é alinhado com o partido do presidente é igual a 2,43% a.a. (tabela 3), a verificação do alinhamento faz com que essa taxa se reduza para 2,12% a.a.

Esses resultados são relativamente diferentes, quando se leva em conta o alinhamento entre o chefe do Poder Executivo local e os partidos que compõem a coligação presidencial. Ainda considerando-se os anos não eleitorais, nota-se que os coeficientes associados à *dummy Alinhamento coligação* são positivos e estatisticamente significantes a 5% no caso do valor total (coluna A) e no caso do valor reembolsável (coluna B), sugerindo haver uma relação positiva entre esse tipo específico de alinhamento e o montante do empréstimo – a magnitude do efeito é expressiva e sugere que, quando uma localidade inicialmente não alinhada passa a sê-lo, há uma variação de $(\exp(0,824) - 1) \cdot 100 = 127,96\%$ e $(\exp(0,986) - 1) \cdot 100 = 168,05\%$ nos dois financiamentos citados, respectivamente, *ceteris paribus*.¹⁷ Adicionalmente,

17. Como a variável explicativa, nesses casos, é uma *dummy* (uma variável categórica e não contínua), seguiu-se Halvorsen e Palmquist (1980) para o cálculo do efeito, em pontos percentuais, sobre a variável dependente, de uma mudança da variável *dummy* de 0 (zero) para 1 (um) em um modelo log-linear.

os resultados reportados na coluna C sugerem que os financiamentos tomados por prefeituras alinhadas apresentam um prazo de carência 3,3 meses inferior relativamente a prefeituras não alinhadas (coeficiente estatisticamente significativo a 10%) – levando-se em conta as informações apresentadas na tabela 3, vê-se uma variação de 24,78 meses para 21,48 meses. Finalmente, os resultados sugerem que o alinhamento político entre o governo local e os ministros do governo federal parece não ter relação estatisticamente significativa com as características dos financiamentos, uma vez que todos os coeficientes associados à *dummy Alinhamento ministérios* são estatisticamente nulos aos níveis usualmente considerados.

Quanto aos efeitos do calendário eleitoral em municípios politicamente não alinhados, são verificados coeficientes estatisticamente significantes a 1% associados à *dummy Eleição municipal* no caso do valor total e no caso do valor reembolsável. No primeiro desses casos, há uma variação da ordem de $(\exp(-0,584) - 1) \cdot 100 = -44,23\%$ em anos em que ocorrem eleições municipais relativamente aos anos em que não ocorrem, ao passo que, no segundo, há uma variação da ordem de $(\exp(-0,674) - 1) \cdot 100 = -49,03\%$, *ceteris paribus*. Por sua vez, os resultados sugerem que o valor total é $(\exp(0,476) - 1) \cdot 100 = 60,96\%$ maior em anos em que ocorrem eleições federais relativamente aos anos em que não ocorrem, *ceteris paribus* (o coeficiente associado à *dummy Eleição federal* é estatisticamente significativo a 10%). Para as demais variáveis dependentes, nota-se que os coeficientes associados às *dummies* de ano de eleição municipal ou federal são estatisticamente nulos. Assim, os resultados sugerem que, no caso de municípios politicamente não alinhados, o montante do financiamento guarda relação com o calendário eleitoral, com diminuição em anos de eleições locais, mas expansão em anos de eleições federais. Neste último caso, o efeito parece estar associado aos recursos não reembolsáveis (que não precisam ser devolvidos ao banco) uma vez que o coeficiente associado à *dummy Eleição federal* só é significativo no caso do valor total, e não no caso do valor reembolsável.

Para a discussão dos efeitos conjuntos associados tanto ao alinhamento político como ao calendário eleitoral, é necessário considerar, em adição aos coeficientes anteriormente analisados, o coeficiente associado às interações das *dummies* de alinhamento político com as *dummies* de ano eleitoral. Ademais, a análise dos efeitos marginais em uma especificação que contempla interações requer cálculos específicos, conforme discutido em sequência.¹⁸

A título de exemplificação, considere o caso do alinhamento com o partido do presidente da República e a ocorrência de eleições municipais (raciocínio análogo vale para os demais casos). Com base na equação 3, é possível notar que o efeito marginal do alinhamento político – o que ocorre com a variável dependente, quando

18. Uma explicação mais detalhada do cálculo dos efeitos marginais é apresentada no apêndice A deste estudo.

um município inicialmente não alinhado ($AP_{it} = 0$) passa a sê-lo ($AP_{it} = 1$) – depende da não ocorrência ($EM_t = 0$) ou ocorrência ($EM_t = 1$) de eleição municipal. Em anos em que não há eleição municipal, o efeito marginal do alinhamento é dado por $(\alpha + \beta_{AP}) - (\alpha) = \beta_{AP}$, valor este já reportado na tabela 4 e já discutido anteriormente. Por sua vez, em anos em que há eleição municipal, o efeito marginal do alinhamento é dado por $(\alpha + \beta_{AP} + \gamma_{EM} + \delta_{APEM}) - (\alpha + \gamma_{EM}) = (\beta_{AP} + \delta_{APEM})$. Com base nessa explicação e com o objetivo de facilitar a discussão dos resultados, a tabela 6 apresenta o efeito marginal do alinhamento político condicional à ocorrência de eleições.

Raciocínio análogo se aplica à análise do efeito marginal da ocorrência de eleições municipais. Ainda com base na equação (3), é possível notar que tal efeito – o que ocorre com a variável dependente, quando se transita de um ano em que não ocorrem tais eleições ($EM_t = 0$) para um ano em que ocorrem ($EM_t = 1$) – depende do município não ser alinhado ($AP_{it} = 0$) ou ser ($AP_{it} = 1$) com o partido do presidente da República. Quando tal alinhamento não é observado, o efeito marginal da ocorrência de eleições municipais é dado por $(\alpha + \gamma_{EM}) - (\alpha) = \gamma_{EM}$, valor este já reportado na tabela 4 e já discutido anteriormente. Por sua vez, quando o alinhamento é observado, o efeito marginal da ocorrência de eleições municipais é dado por $(\alpha + \beta_{AP} + \gamma_{EM} + \delta_{APEM}) - (\alpha + \beta_{AP}) = (\gamma_{EM} + \delta_{APEM})$. Novamente, com base nessa explicação e com vistas a facilitar a discussão dos resultados, a tabela 7 apresenta o efeito marginal do calendário eleitoral condicional à ocorrência do alinhamento político.

Especificamente em anos de eleições municipais, o efeito marginal do alinhamento com o partido do presidente da República é estatisticamente nulo em todas as estimações, conforme pode ser visto no painel A da tabela 6. Já no caso do alinhamento com os partidos da coligação, notam-se efeitos positivos no caso do valor total e no caso do valor reembolsável, fazendo estas se elevarem em expressivos $(\exp(2,132) - 1) \cdot 100 = 743,17\%$ e $(\exp(2,186) - 1) \cdot 100 = 789,95\%$, respectivamente, caso um município inicialmente não alinhado passe a sê-lo. Adicionalmente, nota-se um valor negativo no caso da taxa de juros, para a qual há uma redução de 0,467 p.p., quando um município tem um chefe de Executivo inicialmente não alinhado que depois passe a sê-lo – isso faz a taxa cair de 2,46% a.a. (tabela 3) para 2% a.a. Por fim, no caso do alinhamento com os partidos dos ministros, nota-se um coeficiente positivo e estatisticamente significativo a 1% no caso do prazo de amortização, o qual sugere que, em anos em que ocorrem eleições locais, há uma elevação de 9,5 meses (frente ao prazo médio de 74,96 meses, conforme pode ser visto na tabela 3), quando uma prefeitura inicialmente não alinhada passa a sê-lo. Já no caso dos anos em que ocorrem eleições federais, nota-se que a maior parte dos coeficientes reportados no painel A da tabela 6 é estatisticamente nula, à exceção do alinhamento com o partido do presidente da República, para o qual se observa um valor positivo e estatisticamente significativo no caso do prazo de amortização.

Nesse caso, há uma elevação de aproximadamente 12 meses (frente ao prazo médio de 78,69 meses, conforme reportado na tabela 3), quando um município cujo prefeito inicialmente não é politicamente alinhado passa a sê-lo.

Passando à análise do efeito marginal do calendário eleitoral (condicional à ocorrência do alinhamento), os coeficientes apresentados no painel A da tabela 7 são, em sua maior parte, estatisticamente nulos. As duas exceções se referem ao caso do financiamento do tipo reembolsável: caso seja observado o alinhamento com os partidos dos ministros, há uma variação de $(\exp(-0,584) - 1) \cdot 100 = -44,23\%$ na passagem de um ano em que não ocorrem eleições municipais para um em que ocorre; por sua vez, caso seja observado o alinhamento com os partidos da coligação, há uma variação de $(\exp(-1,081) - 1) \cdot 100 = -66,07\%$ na passagem de um ano em que não ocorrem eleições federais para um em que ocorrem.

Uma vez feita a análise da relação das características dos financiamentos com o alinhamento político e o calendário eleitoral, parte-se para a discussão da relação entre probabilidade de solicitação de financiamento (e atendimento) junto ao BNDES e os dois fatores políticos em questão, ou seja, do primeiro estágio do modelo de Heckman (1979). De modo a facilitar a interpretação da magnitude dos coeficientes referentes a este estágio, a tabela A.1 do apêndice A reporta os efeitos marginais de cada variável explicativa.¹⁹

De acordo com os resultados reportados no painel B da tabela 5, nota-se que todos os coeficientes associados à *dummy Alinhamento partido* são estatisticamente nulos aos níveis usualmente considerados. Assim, esses resultados sugerem que, em anos não eleitorais, municípios cujo prefeito é politicamente alinhado com o presidente da República não apresentam nem maiores chances de solicitar (e conseguir) financiamento com o BNDES relativamente aos municípios cujo prefeito não é alinhado, nem menores, independentemente da modalidade (total ou reembolsável).

No caso do alinhamento com os partidos da coligação, por sua vez, nota-se que os coeficientes são estatisticamente significantes e negativos tanto no caso dos empréstimos totais como no caso dos empréstimos do tipo reembolsável, sugerindo assim uma menor probabilidade de solicitação (e aprovação) do financiamento caso tal alinhamento seja observado em anos não eleitorais. Em termos qualitativos, esse resultado também é observado no caso do alinhamento do partido do prefeito municipal com os partidos dos ministros, uma vez que os coeficientes associados à *dummy Alinhamento ministérios* também são negativos e estatisticamente significantes. De toda forma, a análise dos efeitos marginais sugere uma redução da referida probabilidade de magnitude bastante restrita

19. Efeitos marginais calculados mantendo-se todas as variáveis explicativas em seus valores médios.

tanto no caso do alinhamento com os partidos da coligação como no caso do alinhamento com os partidos dos ministros – de acordo com os valores reportados na tabela A.1 do apêndice A, inferior a 0,1%.

Analisando-se a relação entre a probabilidade de solicitação (e aprovação) do financiamento e o calendário eleitoral, os resultados indicam que a chance de obtenção dos empréstimos é maior em anos de eleições municipais (condicional ao município não ser alinhado). Embora o coeficiente associado à *dummy Eleição municipal* seja estatisticamente significativo a 1%, a análise dos efeitos marginais indica que essa elevação também é de magnitude bastante limitada. Anos de eleições federais, por sua vez, parecem não guardar relação com tal probabilidade, uma vez que todos os coeficientes associados à *dummy Eleição federal* são estatisticamente nulos.

Com vistas a analisar a relação entre a probabilidade de solicitação (e aprovação) do financiamento e o efeito conjunto associado tanto ao alinhamento político como ao calendário eleitoral, o painel B da tabela 6 apresenta o coeficiente associado ao efeito do alinhamento condicional ao ano ser eleitoral. Já o painel B da tabela 7 apresenta o coeficiente associado ao efeito do calendário eleitoral condicional ao município ser politicamente alinhado.

De acordo com os resultados apresentados na primeira dessas duas tabelas, nota-se que especificamente em anos em que ocorrem eleições municipais, municípios cujo prefeito é filiado ao mesmo partido do presidente apresentam maiores chances de obtenção de financiamento total comparativamente aos municípios cujo prefeito não é alinhado. Contudo, esse efeito não é observado no caso do financiamento do tipo reembolsável. Assim, a diferença entre esses dois resultados parece estar associada à maior probabilidade de obtenção de financiamento do tipo não reembolsável. Ainda nos anos em que ocorrem eleições municipais, os resultados também sugerem que municípios cujo prefeito é de um partido que faça parte da coligação presidencial apresentam menos chances de obtenção de financiamento, seja total, seja especificamente do tipo reembolsável, comparativamente a municípios cujo partido do prefeito não faça. Finalmente, os resultados sugerem não haver nenhuma diferença entre municípios cujos prefeitos são alinhados e não são alinhados especificamente em anos em que ocorrem eleições federais, uma vez que todas as interações entre as três *dummies* de alinhamento com a *dummy* de eleição federal são estatisticamente nulas.

Já em relação aos resultados apresentados na segunda dessas tabelas (tabela 7), os resultados sugerem que municípios cujo prefeito é politicamente alinhado com o presidente da República apresentam uma elevação da probabilidade de obtenção de financiamento em anos em que ocorrem eleições municipais, seja ele total, seja ele especificamente do tipo reembolsável, comparativamente aos anos em que não ocorrem. Esse efeito parece não ser observado, contudo, em anos em que ocorrem eleições federais.

Já no caso dos municípios cujo prefeito é politicamente alinhado com a coligação presidencial, os resultados sugerem que há uma elevação da probabilidade de obtenção de financiamento em anos em que ocorrem eleições federais (comparativamente aos anos em que não ocorrem) para os dois tipos de financiamento. Finalmente, caso seja observado o alinhamento com os partidos dos ministros, há uma elevação da probabilidade de solicitação (e obtenção) dos dois tipos de financiamento tanto nos anos em que ocorrem eleições municipais como nos anos em que ocorrem eleições federais, relativamente aos anos em que não ocorrem eleições.

Como duas últimas discussões, cabe abordar, em primeiro lugar, o efeito das variáveis de controle. Os resultados referentes ao primeiro estágio sugerem que prefeituras de municípios mais populosos, mais urbanizados e com menor proporção de idosos em sua população total são aquelas mais propensas a solicitar recursos ao BNDES. Por sua vez, no segundo estágio, nota-se que os financiamentos tomados por prefeituras de municípios com uma maior proporção de jovens em sua população total são de menor valor (tanto total como reembolsável) e com menor prazo de amortização. Em segundo lugar, cabe destacar o coeficiente associado à razão de *Mills* invertida: exceto no caso da taxa de juros (coluna E), todos são estatisticamente significantes a 1%, reforçando a presença de viés de seletividade amostral e dando, portanto, suporte ao modelo de Heckman (1979) aqui utilizado.²⁰

TABELA 4

Alinhamento político, calendário eleitoral e crédito provido pelo BNDES: painel A

Coeficiente (Erro-padrão)	Valor contratado (A)	Valor reembolsável (B)	Prazo de carência (C)	Prazo de amortização (D)	Taxa de juros (E)
Painel A: segundo estágio – características do financiamento					
Alinhamento partido	0,184 (0,312)	0,439 (0,336)	0,942 (1,390)	1,783 (4,502)	-0,306** (0,121)
Eleição municipal	-0,584*** (0,226)	-0,674*** (0,230)	1,197 (0,968)	-1,167 (3,133)	0,007 (0,084)
Alinhamento partido x eleição municipal	0,207 (0,440)	0,067 (0,477)	-2,662 (1,913)	-4,435 (6,212)	0,133 (0,166)
Eleição federal	0,476* (0,278)	0,380 (0,280)	-0,419 (1,187)	-2,241 (3,840)	-0,116 (0,103)
Alinhamento partido x eleição federal	-0,262 (0,493)	-0,606 (0,509)	-1,288 (2,087)	10,343 (6,766)	0,086 (0,182)

(Continua)

20. Em particular, o sinal negativo sugere que os resíduos do primeiro estágio e do segundo estágio apresentam correlação negativa.

(Continuação)

Coefficiente (Erro-padrão)	Valor contratado (A)	Valor reembolsável (B)	Prazo de carência (C)	Prazo de amortização (D)	Taxa de juros (E)
Painel A: segundo estágio – características do financiamento					
Alinhamento coligação	0,824** (0,399)	0,986** (0,442)	-3,361* (1,892)	-3,929 (6,115)	-0,213 (0,165)
Alinhamento coligação x eleição municipal	1,308** (0,630)	1,200* (0,666)	2,007 (2,866)	7,002 (9,260)	-0,254 (0,250)
Alinhamento coligação x eleição federal	-1,213** (0,534)	-1,461** (0,568)	3,138 (2,427)	10,749 (7,844)	0,169 (0,212)
Alinhamento coalizão	0,148 (0,291)	0,281 (0,299)	0,136 (1,311)	2,021 (4,229)	-0,160 (0,114)
Alinhamento coalizão x eleição municipal	0,248 (0,385)	0,090 (0,392)	-0,410 (1,675)	7,561 (5,415)	0,066 (0,146)
Alinhamento coalizão x eleição federal	-0,659 (0,441)	-0,884** (0,449)	-0,200 (1,922)	3,540 (6,212)	0,089 (0,168)
Jovens	-0,182*** (0,022)	-0,178*** (0,022)	-0,144 (0,100)	-2,160*** (0,323)	-0,003 (0,009)
Constante	28,107*** (1,580)	28,715*** (1,552)	34,409*** (6,912)	173,632*** (22,281)	2,777*** (0,603)
Dummies de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.
2. Significância: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

TABELA 5
Alinhamento político, calendário eleitoral e crédito provido pelo BNDES: painel B

Coefficiente (Erro-padrão)	Valor contratado (A)	Valor reembolsável (B)	Prazo de carência (C)	Prazo de amortização (D)	Taxa de juros (E)
Painel B: primeiro estágio – probabilidade de solicitação (e aprovação)					
Alinhamento partido	0,093 (0,086)	0,035 (0,092)	0,035 (0,092)	0,035 (0,092)	0,035 (0,092)
Eleição municipal	0,243*** (0,061)	0,260*** (0,063)	0,260*** (0,063)	0,260*** (0,063)	0,260*** (0,063)
Alinhamento partido x eleição municipal	0,083 (0,127)	0,056 (0,136)	0,056 (0,136)	0,056 (0,136)	0,056 (0,136)
Eleição federal	0,003 (0,075)	0,020 (0,076)	0,020 (0,076)	0,020 (0,076)	0,020 (0,076)

(Continua)

(Continuação)

Coefficiente (Erro-padrão)	Valor contratado (A)	Valor reembolsável (B)	Prazo de carência (C)	Prazo de amortização (D)	Taxa de juros (E)
Painel B: primeiro estágio – probabilidade de solicitação (e aprovação)					
Alinhamento partido x eleição federal	-0,031 (0,137)	0,047 (0,141)	0,047 (0,141)	0,047 (0,141)	0,047 (0,141)
Alinhamento coligação	-0,371*** (0,101)	-0,444*** (0,113)	-0,444*** (0,113)	-0,444*** (0,113)	-0,444*** (0,113)
Alinhamento coligação x eleição municipal	-0,233 (0,165)	-0,179 (0,176)	-0,179 (0,176)	-0,179 (0,176)	-0,179 (0,176)
Alinhamento coligação x eleição federal	0,351** (0,139)	0,421*** (0,149)	0,421*** (0,149)	0,421*** (0,149)	0,421*** (0,149)
Alinhamento coalizão	-0,182** (0,076)	-0,185** (0,079)	-0,185** (0,079)	-0,185** (0,079)	-0,185** (0,079)
Alinhamento coalizão x eleição municipal	0,111 (0,104)	0,109 (0,107)	0,109 (0,107)	0,109 (0,107)	0,109 (0,107)
Alinhamento coalizão x eleição federal	0,250** (0,117)	0,241** (0,121)	0,241** (0,121)	0,241** (0,121)	0,241** (0,121)
População	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)
Idosos	-0,096*** (0,015)	-0,094*** (0,015)	-0,094*** (0,015)	-0,094*** (0,015)	-0,094*** (0,015)
Jovens	0,005 (0,007)	0,004 (0,007)	0,004 (0,007)	0,004 (0,007)	0,004 (0,007)
Urbanização	0,022*** (0,001)	0,022*** (0,002)	0,022*** (0,002)	0,022*** (0,002)	0,022*** (0,002)
Constante	-4,712*** (0,490)	-4,704*** (0,501)	-4,704*** (0,501)	-4,704*** (0,501)	-4,704*** (0,501)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Razão inversa de Mills	-2,165*** (0,171)	-2,416*** (0,179)	-1,987*** (0,718)	-10,711*** (2,333)	-0,059 (0,062)
Observações censuradas	479	437	437	437	437
Observações não censuradas	101.196	101.238	101.238	101.238	101.238
Observações totais	101.675	101.675	101.675	101.675	101.675

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. Significância: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

3. Os resultados do primeiro estágio nas colunas B, C, D e E são os mesmos, pois se referem à probabilidade de solicitação (e concessão) de financiamento do tipo reembolsável.

TABELA 6
Efeito do alinhamento político em anos eleitorais

Coeficiente (Erro-padrão)	Valor total (A)	Valor reembolsável (B)	Prazo de carência (C)	Prazo de amortização (D)	Taxa de juros (E)
Painel A: segundo estágio – características do financiamento					
Alinhamento partido + alinhamento partido × eleição municipal	0,391 (0,320)	0,506 (0,344)	-1,719 (1,357)	-2,653 (4,414)	-0,174 (0,118)
Alinhamento coligação + alinhamento coligação × eleição municipal	2,132*** (0,505)	2,186*** (0,520)	-1,354 (2,250)	3,073 (7,263)	-0,467** (0,196)
Alinhamento ministérios + alinhamento ministérios × eleição municipal	0,396 (0,255)	0,370 (0,258)	-0,275 (1,058)	9,581*** (3,430)	-0,094 (0,092)
Alinhamento partido + alinhamento partido × eleição federal	-0,078 (0,384)	-0,168 (0,384)	-0,345 (1,577)	12,126** (5,110)	-0,220 (0,137)
Alinhamento coligação + alinhamento coligação × eleição federal	-0,388 (0,356)	-0,475 (0,358)	-0,223 (1,511)	6,820 (4,890)	-0,044 (0,132)
Alinhamento ministérios + alinhamento ministérios × eleição federal	-0,511 (0,336)	-0,604 (0,340)	-0,065 (1,429)	5,561 (4,624)	-0,072 (0,124)
Painel B: primeiro estágio – probabilidade de solicitação (e aprovação)					
Alinhamento partido + alinhamento partido × eleição municipal	0,175* (0,094)	0,090 (0,101)	0,090 (0,101)	0,090 (0,101)	0,090 (0,101)
Alinhamento coligação + alinhamento coligação × eleição municipal	-0,604*** (0,131)	-0,623*** (0,136)	-0,623*** (0,136)	-0,623*** (0,136)	-0,623*** (0,136)
Alinhamento ministérios + alinhamento ministérios × eleição municipal	-0,071 (0,071)	-0,076 (0,073)	-0,076 (0,073)	-0,076 (0,073)	-0,076 (0,073)
Alinhamento partido + alinhamento partido × eleição federal	0,062 (0,107)	0,081 (0,107)	0,081 (0,107)	0,081 (0,107)	0,081 (0,107)
Alinhamento coligação + alinhamento coligação × eleição federal	-0,021 (0,097)	-0,023 (0,098)	-0,023 (0,098)	-0,023 (0,098)	-0,023 (0,098)
Alinhamento ministérios + alinhamento ministérios × eleição federal	0,068 (0,091)	0,056 (0,093)	0,056 (0,093)	0,056 (0,093)	0,056 (0,093)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses;

2. Significância: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

TABELA 7
Efeito do ano eleitoral em municípios politicamente alinhados

Coefficiente (Erro-padrão)	Valor total (A)	Valor reembolsável (B)	Prazo de carência (C)	Prazo de amortização (D)	Taxa de juros (E)
Painel A: segundo estágio – características do financiamento					
Eleição municipal + alinhamento partido × eleição municipal	-0,378 (0,385)	-0,607 (0,427)	-1,465 (1,688)	-5,602 (5,488)	0,140 (0,147)
Eleição municipal + alinhamento coligação × eleição municipal	0,723 (0,589)	0,526 (0,627)	3,204 (2,705)	5,836 (8,738)	-0,247 (0,236)
Eleição municipal + alinhamento ministérios × eleição municipal	-0,337 (0,318)	-0,584* (0,326)	0,786 (1,401)	6,394 (4,527)	0,073 (0,122)
Eleição federal + alinhamento partido × eleição federal	0,214 (0,405)	-0,226 (0,423)	-1,707 (1,706)	8,102 (5,536)	-0,030 (0,148)
Eleição federal + alinhamento coligação × eleição federal	-0,737 (0,458)	-1,081** (0,493)	2,718 (2,113)	8,508 (6,828)	0,053 (0,184)
Eleição federal + alinhamento ministérios × eleição federal	-0,183 (0,342)	-0,505 (0,351)	-0,620 (1,511)	1,299 (4,884)	-0,027 (0,132)
Painel B: primeiro estágio – probabilidade de solicitação (e aprovação)					
Eleição municipal + alinhamento partido × eleição municipal	0,325*** (0,111)	0,315*** (0,120)	0,315*** (0,120)	0,315*** (0,120)	0,315*** (0,120)
Eleição municipal + alinhamento coligação × eleição municipal	-0,01 (0,153)	0,081 (0,165)	0,081 (0,165)	0,081 (0,165)	0,081 (0,165)
Eleição municipal + alinhamento ministérios × eleição municipal	0,354*** (0,083)	0,369*** (0,086)	0,369*** (0,086)	0,369*** (0,086)	0,369*** (0,086)
Eleição federal + alinhamento partido × eleição federal	-0,028 (0,114)	0,067 (0,118)	0,067 (0,118)	0,067 (0,118)	0,067 (0,118)
Eleição federal + alinhamento coligação × eleição federal	0,353*** (0,118)	0,441*** (0,128)	0,441*** (0,128)	0,441*** (0,128)	0,441*** (0,128)
Eleição federal + alinhamento ministérios × eleição federal	0,253*** (0,090)	0,261*** (0,094)	0,261*** (0,094)	0,261*** (0,094)	0,261*** (0,094)

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. Significância: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi investigar a relação entre os empréstimos concedidos pelo BNDES aos governos municipais brasileiros com dois fatores políticos, quais sejam, o alinhamento político entre o chefe do Poder Executivo dos municípios brasileiros e o governo federal bem como o calendário eleitoral. Em particular, o estudo teve como finalidade analisar se o montante do financiamento, a taxa de juros, o prazo de amortização ou o prazo de carência dos empréstimos tomados por prefeituras politicamente alinhadas com o governo federal são diferentes daqueles tomados por prefeituras não alinhadas, ou então, se tais características se alteram entre os financiamentos concedidos em anos em que ocorrem eleições municipais ou federais e anos em que não ocorrem.

Conforme discutido ao longo deste estudo, embora haja uma rica literatura que verse sobre a atuação dos bancos públicos, por um lado, e uma rica literatura que verse sobre o efeito do alinhamento político e do calendário eleitoral sobre as transferências fiscais, por outro, há poucas referências que promovam uma análise conjunta desses dois elementos. Este estudo teve como objetivo, portanto, trazer contribuições a esses importantes ramos da literatura econômica, tendo como foco específico não só o caso do Brasil, um país cujo sistema federativo é caracterizado por uma grande quantidade de municípios pequenos que gozam de pouca autonomia fiscal – fortemente dependentes de recursos transferidos por níveis superiores de governo e que contam com poucos instrumentos disponíveis para tomada de recursos junto ao sistema financeiro –, mas também o caso do BNDES, um dos maiores bancos de desenvolvimento do mundo e um agente bastante importante do sistema financeiro brasileiro. Nesse contexto, e conforme já evidenciado por notáveis referências da literatura sobre o tema, é possível que não só instrumentos de transmissão direta de recursos dos governos centrais aos governos locais (quais sejam, as transferências fiscais) sejam utilizados de acordo com interesses clientelistas e oportunistas, mas também instrumentos de transmissão indireta, por meio da concessão de empréstimos oficiais via bancos públicos.

Por meio do uso do modelo de viés de seletividade amostral proposto por Heckman (1979), os resultados obtidos sugerem que o montante de empréstimos tomados pelos governos locais com o BNDES guarda relação com o alinhamento político entre o chefe do Poder Executivo local e o governo federal – mais especificamente, se esse alinhamento se der entre o partido do prefeito municipal e os partidos da coligação presidencial, efeito que é amplificado em anos em que ocorrem eleições municipais. De forma pontual, também há evidências que indicam alguma relação do alinhamento com a taxa de juros, com o prazo de carência e com o prazo de amortização, que variam dependendo da ocorrência ou não de eleições municipais ou federais. Os resultados também sugerem haver relação estatisticamente significativa entre a concessão de financiamentos e o calendário eleitoral, que são menores em anos de eleições municipais, mas maiores em anos de eleições federais.

Os resultados também apresentam evidências importantes sobre a relação da probabilidade de solicitação (e aprovação) do financiamento com o alinhamento político e com o calendário eleitoral, ou seja, os resultados do primeiro estágio do modelo de Heckman (1979). Em anos não eleitorais, embora o alinhamento com o partido do presidente da República em si não guarde relação estatisticamente significativa com a probabilidade de obtenção de financiamento, prefeituras cujo prefeito é politicamente alinhado com os partidos da coligação ou com os partidos dos ministros apresentam menores chances de serem beneficiados com tais recursos comparativamente a municípios cujo prefeito não é. Considerando-se os resultados discutidos no parágrafo anterior, nota-se, portanto, que prefeituras politicamente alinhadas com os partidos da coligação presidencial apresentam menores chances de recebimento dos financiamentos em questão, por um lado, mas conseguem financiamentos de maior porte, por outro. A redução da probabilidade para municípios alinhados com os partidos da coligação é mais pronunciada em anos em que ocorrem eleições locais.

Já quanto ao calendário eleitoral, embora a probabilidade de recebimento do financiamento não seja diferente em anos em que ocorrem eleições federais, elas são maiores em anos em que ocorrem eleições locais (comparativamente aos anos em que não ocorrem) caso o alinhamento não seja observado. Novamente, tomados em conjunto com os resultados debatidos anteriormente, pode-se observar que, embora o montante do financiamento seja menor em anos de eleições locais, a probabilidade de ter a solicitação atendida é, entretanto, maior. Já caso o alinhamento seja observado, há uma elevação da probabilidade em anos de eleições locais, caso esse alinhamento seja com o partido do presidente ou com os partidos dos ministros, bem como uma elevação em anos em que ocorrem eleições federais, caso o alinhamento seja com os partidos da coligação ou com os partidos dos ministros. Há de se ressaltar, contudo, que os efeitos do alinhamento e do calendário eleitoral sobre a probabilidade de recebimento de financiamento são de magnitude limitada, ou seja, precisam ser interpretados com a devida precaução.

Em termos gerais, os resultados apresentados neste estudo estão em linha com evidências já reportadas pela literatura que sugerem que a atuação de bancos públicos pode estar sujeita à influência de fatores políticos. As evidências aqui encontradas corroboram a hipótese de que tanto o alinhamento partidário com níveis superiores de governo quanto o calendário eleitoral podem exercer efeitos não desprezíveis não somente sobre a probabilidade de os governos locais obterem recursos com níveis superiores de governo, como também sobre o montante e/ou sobre as condições de quitação desses empréstimos.

REFERÊNCIAS

- ARULAMPALAM, W. *et al.* Electoral goals and center-state transfers: a theoretical model and empirical evidence from India. **Journal of Development Economics**, v. 88, n. 1, p. 103-119, 2009.
- BROLLO, F.; NANNICINI, T. Tying your enemy's hands in close races: the politics of federal transfers in Brazil. **American Political Science Review**, v. 106, n. 4, p. 742-761, 2012.
- BUGARIN, M.; MARCINIUK, F. Strategic partisan transfers in a fiscal federation: evidence from a new Brazilian database. **Journal of Applied Economics**, v. 20, n. 2, p. 211-239, 2017. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1016/S1514-0326%2817%2930010-7>.
- CARVALHO, D. The real effects of government-owned banks: evidence from an emerging market. **The Journal of Finance**, v. 69, n. 2, p. 577-609, 2014. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jofi.12130>.
- COLE, S. Fixing market failures or fixing elections? Agricultural credit in India. **American Economic Journal: applied economics**, v. 1, n. 1, p. 219-250, 2009. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/25760153>.
- DINÇ, I. S. Politicians and banks: political influences on government-owned banks in emerging markets. **Journal of Financial Economics**, v. 77, n. 2, p. 453-479, 2005. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X05000498>.
- HALVORSEN, R; PALMQUIST, R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. **The American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 474-475, 1980. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1805237>.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- KHEMANI, S. Does delegation of fiscal policy to an independent agency make a difference? Evidence from intergovernmental transfers in India. **Journal of Development Economics**, v. 82, n. 2, p. 464-484, 2007.
- KHWAJA, A. I.; MIAN, A. Do lenders favor politically connected firms? Rent provision in an emerging financial market. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 120, n. 4, p. 1371-1411, 2005. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/25098774>.
- LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. Government ownership of banks. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 1, p. 265-301, 2002. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1540-6261.00422>.

LEÃO, S.; MELLO, J. M. P. de; FERRAZ, C. The effect of political alignment on public federal bank lending. *In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA*, 35., 2013, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: SBE, 2013.

LI, H. *et al.* Political connections, financing and firm performance: evidence from Chinese private firms. **Journal of Development Economics**, v. 87, n. 2, p. 283-299, 2008. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387807000259>.

MICCO, A.; PANIZZA, U. Bank ownership and lending behavior. **Economics Letters**, v. 93, n. 2, p. 248-254, 2006. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176506001856>.

MIGUEIS, M. The effect of political alignment on transfers to Portuguese municipalities. **Economics & Politics**, v. 25, n. 1, p. 110-133, 2013. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/ecpo.12005>.

PUHANI, P. The Heckman correction for sample selection and its critique. **Journal of Economic Surveys**, v. 14, n. 1, p. 53-68, 2000. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1467-6419.00104>.

ROZEVITCH, S.; WEISS, A. Beneficiaries from federal transfers to municipalities: the case of Israel. **Public Choice**, v. 76, n. 4, p. 335-346, 1993.

SAKURAI, S. N.; THEODORO, M. I. A. On the relationship between political alignment and government transfers: triple differences evidence from a developing country. **Empirical Economics**, v. 58, n. 3, p. 1107-1141, 2020. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-018-1568-7>.

SAPIENZA, P. The effects of government ownership on bank lending. **Journal of Financial Economics**, v. 72, n. 2, p. 357-384, 2004. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X03002459>.

SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Politicians and firms. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 4, p. 995-1025, 1994. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2118354>.

SOLÉ-OLLÉ, A.; SORRIBAS-NAVARRO, P. The effects of partisan alignment on the allocation of intergovernmental transfers. Differences-in-differences estimates for Spain. **Journal of Public Economics**, v. 92, n. 12, p. 2302-2319, 2008.

VEIGA, L. G.; PINHO, M. M. The political economy of intergovernmental grants: evidence from a maturing democracy. **Public Choice**, v. 133, p. 457-477, 2007.

APÊNDICE A

A.1 EFEITOS MARGINAIS DO PRIMEIRO ESTÁGIO (MODELO PROBIT)

TABELA A.1
Efeitos marginais do primeiro estágio (modelo *probit*)

Coefficiente (Erro-padrão)	Total	Reembolsável
Alinhamento partido	0,001 (0,002)	0,001 (0,001)
Eleição municipal	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)
Alinhamento partido x eleição municipal	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)
Eleição federal	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)
Alinhamento partido x eleição federal	-0,001 (0,002)	0,001 (0,001)
Alinhamento coligação	-0,001*** (0,001)	-0,001*** (0,001)
Alinhamento coligação x eleição municipal	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,001)
Alinhamento coligação x eleição federal	0,001** (0,001)	0,001*** (0,001)
Alinhamento ministérios	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,001)
Alinhamento ministérios x eleição municipal	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)
Alinhamento ministérios x eleição federal	0,001** (0,001)	0,001** (0,001)
População	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)
Idosos	-0,001*** (0,001)	-0,001*** (0,001)
Jovens	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)
Urbanização	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. A variável dependente é uma *textit{dummy}* que assume o valor 1, caso haja financiamento, e 0, caso contrário.
2. Erro-padrão entre parênteses. Significância: * 10%; ** 5%; e *** 1%.
3. Efeitos calculados a partir do comando “*margins, dydx(*) atmeans*”, *software* Stata.

A.2 CÁLCULO DOS EFEITOS MARGINAIS DO ALINHAMENTO POLÍTICO E DO CALENDÁRIO ELEITORAL

Conforme discutido na seção 5 deste estudo, a análise dos efeitos marginais das variáveis explicativas em uma especificação que envolve interações de variáveis explicativas (no caso, as *dummies* de alinhamento político e as *dummies* de calendário eleitoral) requer cálculos específicos, os quais são detalhados neste apêndice. Com base na equação (A.1), considere-se como exemplo o caso do alinhamento com o partido do presidente da República e a ocorrência de eleição municipal (raciocínio análogo vale para os demais casos).

$$y_{it} = \alpha + \beta_{AP}AP_{it} + \beta_{AC}AC_{it} + \beta_{AM}AM_{it} + \gamma_{EM}EM_t + \gamma_{EF}EF_{it} + \delta_{APEM}AP_{it} \times EM_t + \delta_{ACEM}AC_{it} \times EM_t + \delta_{AMEM}AM_{it} \times EM_t + \psi_{APEF}AP_{it} \times EF_t + \psi_{ACEF}AC_{it} \times EF_t + \psi_{AMEF}AM_{it} \times EF_t + \lambda \frac{\phi(z'_{it} \cdot \gamma)}{\Phi(z'_{it} \cdot \gamma)} + \epsilon_{it} \quad (A1)$$

TABELA A.2

Efeitos do alinhamento político e do calendário eleitoral

		Alinhamento partido	
		Não ($AP_{it} = 0$)	Sim ($AP_{it} = 1$)
Eleição municipal	Não ($EM_t = 0$)	α	$\alpha + \beta_{AP}$
	Sim ($EM_t = 1$)	$\alpha + \gamma_{EM}$	$\alpha + \beta_{AP} + \gamma_{EM} + \delta_{APEM}$

Elaboração dos autores.

Com base no exposto na tabela A.2, é possível notar que o efeito marginal do alinhamento – o que ocorre com a variável dependente, quando um município inicialmente não alinhado ($AP_{it} = 0$) passa a sê-lo ($AP_{it} = 1$) – depende da não ocorrência ($EM_t = 0$) ou ocorrência ($EM_t = 1$) de eleição municipal. Em anos em que não há eleição municipal, o efeito marginal do alinhamento é dado por $(\alpha + \beta_{AP}) - (\alpha) = \beta_{AP}$ (valor esse já reportado na tabela 4). Por sua vez, em anos em que há eleição municipal, o efeito marginal do alinhamento é dado por $(\alpha + \beta_{AP} + \gamma_{EM} + \delta_{APEM}) - (\alpha + \gamma_{EM}) = (\beta_{AP} + \delta_{APEM})$. Tais valores são reportados na tabela 6 deste estudo.

Raciocínio análogo se aplica à análise do efeito marginal da ocorrência de eleições municipais. Ainda com base na tabela A.2, é possível notar que tal efeito – o que ocorre com a variável dependente, quando se transita de um ano em que não ocorrem tais eleições ($EM_t = 0$) para um ano em que ocorrem ($EM_t = 1$) – depende do município não ser alinhado ($AP_{it} = 0$) ou ser ($AP_{it} = 1$) com o partido do presidente da República. Quando o alinhamento não é observado, o efeito marginal da ocorrência de eleições municipais é dado por $(\alpha + \gamma_{EM}) - (\alpha) = \gamma_{EM}$ (valor esse já reportado na tabela 4). Por sua vez, quando o alinhamento é observado, o efeito marginal da ocorrência de eleições municipais é dado por $(\alpha + \beta_{AP} + \gamma_{EM} + \delta_{APEM}) - (\alpha + \beta_{AP}) = (\gamma_{EM} + \delta_{APEM})$. Tais valores são reportados na tabela 7 deste estudo.

Originais submetidos em: set. 2022.

Última versão recebida em: abr. 2024.

Aprovada em: abr. 2024.

PROVIAS DO BNDES: UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS ECONÔMICOS E SOCIAIS¹

Silvia Quiota²

Verônica Inês Fernandez Orellano³

Enlison Mattos⁴

Este estudo investiga o efeito do Programa de Intervenções Viárias (Provias) do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) sobre despesas contábeis e indicadores socioeconômicos dos municípios que aderiram ao programa no período 2006-2016, utilizando, para isso, a metodologia de *propensity score matching*. Os resultados indicaram impacto significativo do programa sobre gastos com investimentos e nenhum impacto sobre indicadores socioeconômicos, revelando que, apesar de a verba do programa ter sido direcionada a investimentos, estes não resultaram em melhorias econômicas ou sociais. Observou-se ainda que a adesão ao Provias pelos municípios dos estados da região Sul, além de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Minas Gerais, foi claramente maior, comparativamente à dos demais estados, sendo que a maior parte dos fabricantes de máquinas e de equipamentos voltados à manutenção da malha viária se concentra nos estados da região Sul e em três dos quatro estados da região Sudeste, incluindo Minas Gerais. Uma análise adicional sugere que as empresas desse setor localizadas nesses estados se beneficiaram relativamente mais que as demais no período analisado.

Palavras-chave: BNDES; gastos públicos; financiamento público; efeito médio de tratamento.

PUBLIC FUNDING FOR INVESTMENTS IN INFRASTRUCTURE: THE CASE OF THE ROAD IMPROVEMENTS PROGRAM IN BRAZIL

This paper investigates the effects of the Provias program, from BNDES, on socioeconomic indicators and general ledger expenses accounts of Brazilian municipalities that have enrolled to the program between 2006 and 2016, using the Propensity Score Matching methodology. The results show a positive and statistically significant impact of Provias only in the investment expenses, with no significant results related to the other expenses accounts or socioeconomic indicators. The overall results suggest that although the municipalities spent the Provias resources in investments, those did not have positive economic or social impacts. Furthermore, the participation in the program by municipalities located in states from the South region – in addition to Minas Gerais, Mato Grosso do Sul and Mato Grosso – was clearly higher, and a big part of the firms that provide machinery and equipment to the public road paving services in Brazil are located in the South region and Southeastern region states. An additional empirical analysis suggests that the firms of this sector that were located on these states were relatively more benefited than the others during the studied period.

Keywords: BNDES; public expenses; public investments; average treatment effect.

JEL: H54; H76.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n1art4>

2. Doutora em economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). E-mail: silquiota@gmail.com.

3. Professora da EESP/FGV. E-mail: veronica.orellano@fgv.br.

4. Professor da EESP/FGV. E-mail: enlison.mattos@fgv.br.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste estudo é contribuir para o debate sobre a eficiência do investimento público em programas que visam promover a modernização da administração pública municipal no Brasil.

O estudo investiga o impacto do Programa de Intervenções Viárias (Provias) do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) não apenas sobre indicadores socioeconômicos, mas também nas contas contábeis de despesas dos 1.051 municípios que aderiram ao programa durante o período entre 2006 e 2016, com o intuito de avaliar se o financiamento recebido teve o destino esperado em termos de gastos e se atingiu os objetivos a que o programa se propõe.⁵ O Provias tem como objetivo financiar as prefeituras na aquisição de máquinas e de equipamentos destinados a obras públicas viárias, visando aumentar a capacidade de investimentos do município e pretendendo, com isso, melhorar os indicadores de renda e de emprego.

Estudos prévios focaram na avaliação do Programa de Modernização da Administração Tributária (PMAT) com o intuito de investigar o efeito da adesão ao programa por parte dos municípios na receita de arrecadação de impostos municipais, tais como Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) e Imposto sobre Serviços (ISS), mas os principais estudos não encontraram efeitos significativos do PMAT na melhoria da arrecadação dos municípios. Os estudos de Bast (2015) e Oliveira (2015), por exemplo, sugerem que os empréstimos do BNDES aos municípios não apresentaram os resultados esperados de aumento de arrecadação tributária.

A abordagem empírica deste trabalho utilizou primeiramente como variáveis dependentes aquelas relacionadas a indicadores socioeconômicos, tais como renda, emprego, emprego setorial e arrecadação tributária, além do número de acidentes de trânsito, com o objetivo de avaliar se o Provias teve impacto na melhoria da malha viária. Como indicadores de despesas foram utilizadas as variáveis de gastos com investimentos, salários de pessoal ativo e gastos com serviços de terceiros, com o intuito de investigar como a verba recebida pelo financiamento foi efetivamente gasta.

As informações financeiras dos municípios foram coletadas a partir da base de dados do Tesouro Nacional através do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi) e os indicadores econômicos e sociais dos municípios foram extraídos da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Uma vez que não é possível assumir que a escolha de participação no Provias por parte de um município é independente de suas características, utilizamos a metodologia de efeito médio de tratamento baseado em *propensity score matching*, pelo algoritmo *nearest neighbour matching*. Isto é, o modelo de

5. Os autores deste trabalho agradecem à professora Fabiana Fontes Rocha, da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo (FEA/USP), por ter cedido gentilmente os dados relativos ao Provias.

propensity score matching foi adotado para evitar viés nos estimadores decorrente da não aleatoriedade do tratamento (sendo o tratamento a participação no Provias).

A não aleatoriedade da decisão de participação no Provias é fácil de constatar, uma vez que os estados da região Sul, além dos estados de Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, tiveram uma participação no programa visivelmente maior que a dos demais, como pode ser visto no gráfico 3 da seção 2 deste artigo. Ao mesmo tempo, foi constatado que as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos voltados à terraplanagem, pavimentação e manutenção de rodovias (em princípio, as potenciais empresas a serem contratadas por meio do Provias) têm grande concentração justamente nos estados da região Sul, além de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Goiás. Assim sendo, à primeira vista, os dados sugerem correlação expressiva, mesmo que imperfeita, entre o percentual de municípios beneficiados pelo Provias em um certo estado e a concentração, nesse estado, de empresas cujas atividades estejam relacionadas à manutenção da malha viária.

Em decorrência dessas observações, realizamos também uma análise exploratória dos possíveis efeitos de uma expressiva adesão ao programa por parte dos municípios de um certo estado sobre as empresas desse setor (fabricantes de máquinas e de equipamentos voltados à terraplanagem, pavimentação e manutenção de rodovias) que operam nesse mesmo estado. Para isso, utilizamos a base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), para os anos entre 2009 e 2016.

Este artigo está organizado em seis seções além desta introdução. A segunda seção descreve brevemente o BNDES e o Provias e a terceira apresenta alguns estudos empíricos que procuraram avaliar a eficácia de financiamentos do BNDES. A quarta seção apresenta a estratégia empírica, seguida da apresentação dos dados e das estatísticas descritivas na quinta seção. Por fim, os resultados e as conclusões são apresentados na sexta e sétima seções, respectivamente.

2 O BNDES E O PROVÍAS

O BNDES é um banco de desenvolvimento fundado em 1952 como uma autarquia federal, com o objetivo de formular e executar a política de desenvolvimento econômico. Em 1971, tornou-se uma empresa pública para ter maior flexibilidade de gestão com menor interferência política.

Atualmente, o BNDES é o principal instrumento do governo federal para fomentar o desenvolvimento econômico e social do país através de investimentos diretos e de concessão de financiamentos de longo prazo para todos os segmentos da economia, tanto do setor público como do privado, incluindo como empreendedores pessoas físicas e jurídicas.

Os investimentos e financiamentos ocorrem através de programas e produtos disponibilizados conforme o objetivo econômico e social que se deseja alcançar e o foco inicial foi em projetos de infraestrutura, ampliando-se o escopo para o setor de agropecuária, seguido por projetos de inclusão social e de desenvolvimento social e urbano. A partir dos anos 2000, o banco passou também a beneficiar projetos de inovação e sustentabilidade.

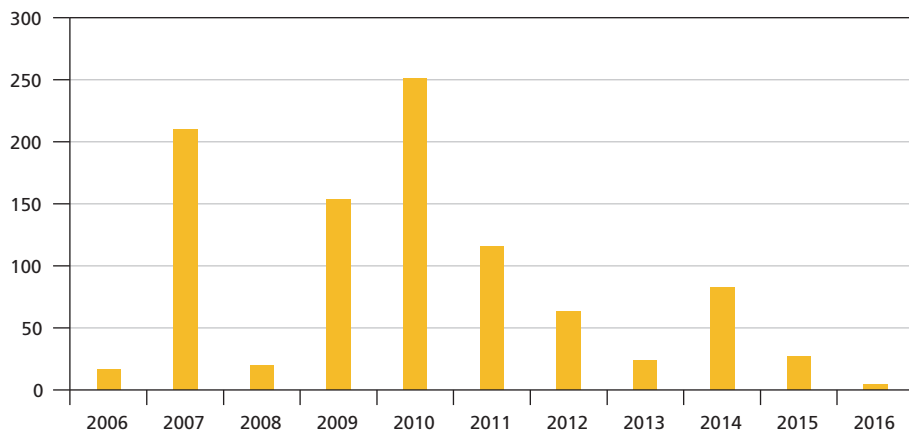
O Provias é um dos programas do BNDES lançado em 2006 com o objetivo de financiar as prefeituras na aquisição de máquinas e de equipamentos destinados a obras públicas viárias, visando aumentar a capacidade de investimentos do município e pretendendo, com isso, melhorar os indicadores de renda e de emprego, por meio do estímulo à indústria nacional de máquinas e de equipamentos.

O gráfico 1 apresenta o total de financiamento do Provias para o período de 2006 a 2016, o que mostra uma heterogeneidade no desembolso do programa ao longo dos anos, com maior volume nos anos de 2007, 2009 e 2010, seguido por uma tendência de queda nos anos subsequentes.

GRÁFICO 1

Histograma do total do financiamento do Provias (2006-2016)

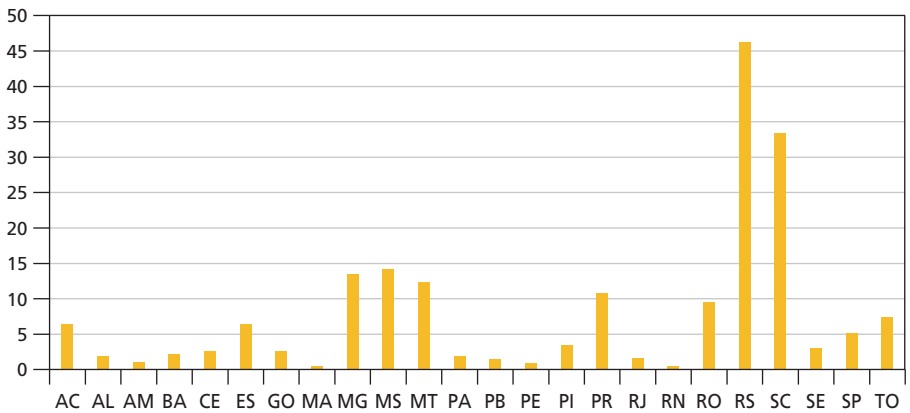
(Em R\$ 1 milhão)



Elaboração dos autores.

O gráfico 2, por sua vez, apresenta o montante *per capita* recebido por estado por meio do Provias, revelando uma grande concentração de desembolso para os municípios localizados nos estados da região Sul do país e em Minas Gerais, mas apontando, também, grande concentração de desembolso para os municípios dos estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

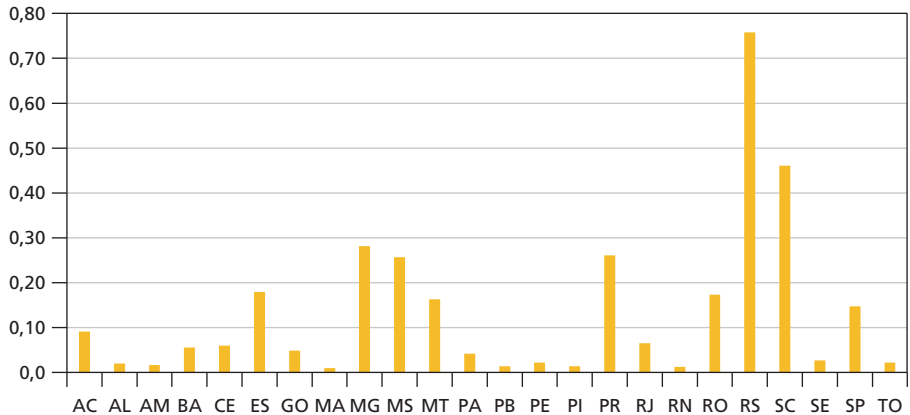
GRÁFICO 2
Histograma do total do financiamento *per capita* do Provias por estado
(Em R\$)



Elaboração dos autores.

O gráfico 3 apresenta o percentual de municípios que receberam financiamento do Provias em cada estado. Observa-se uma consistência com os dados apresentados no gráfico 2, com o maior percentual de municípios localizados nos estados da região Sul do país, além dos municípios dos estados de Minas Gerais, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Em termos de percentual de municípios beneficiados pelo programa, destacam-se também os estados do Espírito Santo e Rondônia.

GRÁFICO 3
Histograma do percentual de municípios beneficiados pelo Provias por estado



Elaboração dos autores.

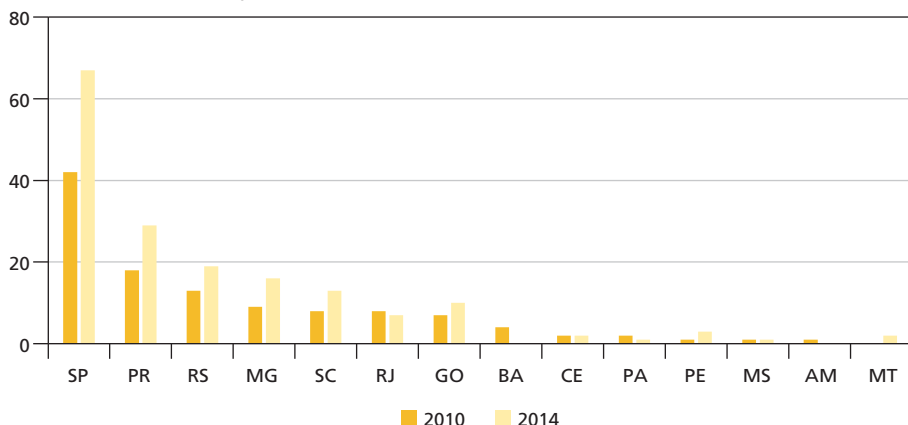
Com o intuito de analisar essa concentração do investimento do Provias em alguns estados, foram investigadas as empresas associadas à Câmara Setorial de Máquinas Rodoviárias (CSMR), que é uma instituição que congrega as grandes indústrias de fabricação de máquinas e de equipamentos voltados a atividades de terraplanagem, pavimentação, manutenção de rodovias, estradas e vias públicas. Ainda que o financiamento do Provias seja destinado às prefeituras, é de esperar que o montante recebido seja utilizado para contratação de fornecedores com atividades iguais ou similares às empresas associadas à CSMR.

Foi constatado que quatorze das dezenove empresas da CSMR são classificadas com os códigos do Código Nacional de Atividade Econômica (CNAE) 2853400 (fabricação de tratores, exceto agrícolas) e 2853400 (fabricação de máquinas e equipamentos para terraplanagem, pavimentação e construção, exceto tratores). Em seguida, procurou-se mapear a concentração de empresas com ambas as classificações CNAE em todo o território brasileiro no ano de 2010, ano com maior distribuição do benefício do Provias para o período estudado, e também no ano de 2014, para verificação de consistência dos dados.

O gráfico 4 revela uma concentração de empresas com classificação CNAE 2853400 ou 2854200 nos estados de São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Santa Catarina, Rio de Janeiro e Goiás. O número de empresas nesses sete estados corresponde a 90,5% e a 94,7% do total de empresas das duas classificações CNAE, respectivamente, nos anos de 2010 e 2014. Os gráficos 3 e 4 sugerem uma correlação expressiva, ainda que imperfeita, entre o percentual de municípios beneficiados pelo Provias em um certo estado e a concentração, nesse estado, de empresas cujas atividades estão relacionadas à manutenção da malha viária.

GRÁFICO 4

Histograma do total de empresas com códigos CNAE 2853400 e 2854200 (2010 e 2014)
(Em número de empresas)



Elaboração dos autores.

3 EFICÁCIA DOS FINANCIAMENTOS DO BNDES: ALGUNS TRABALHOS EMPÍRICOS

No intuito de investigar a eficácia dos programas de financiamento do BNDES no seu principal objetivo de fomentar o desenvolvimento econômico e social do país, os principais estudos avaliaram o Programa de Modernização da Administração Tributária e dos Setores Sociais Básicos (PMAT), disponibilizado a todos os municípios brasileiros, para incentivar a implantação de iniciativas para melhorar a arrecadação tributária.

Bast (2015) estudou 190 municípios que receberam recursos do PMAT no período de 1998 a 2012, utilizando a metodologia de diferenças em diferenças, com identificação do grupo de controle pelo método de *propensity score matching*. Foi investigado o efeito do PMAT na arrecadação tributária total e também na arrecadação do IPTU e do ISS. Bast (2015) também testou o efeito por região, além de criar um grupo de controle alternativo, ou seja, para cada município tratado em t foi encontrado um *matching* em $t-1$.

Os testes apresentaram resultados semelhantes, indicando que o PMAT não apresentou impactos significativos na melhoria da arrecadação tributária. Bast (2015) observa que os resultados indicam que os recursos podem ter sido utilizados para outros fins, tais como aluguel de imóveis, compras de *softwares* ou capacitação de pessoal.

O estudo de Oliveira (2015) seguiu o mesmo caminho de Bast (2015) com o intuito de avaliar o efeito do PMAT na arrecadação tributária dos municípios beneficiados. Para avaliar o resultado antes e depois do tratamento, foram usados dados em painel e estimados modelos de diferenças em diferenças, usando o estimador de efeitos fixos. Como variáveis dependentes, também foram utilizados os tributos municipais IPTU e ISS. Foram definidos dois grupos de controle: i) grupo de municípios que efetuaram consulta ao BNDES e que não aderiram ao programa; e ii) grupo de municípios próximos aos que conseguiram o aporte solicitado. Os resultados de Oliveira (2015) estão alinhados com os resultados de Bast (2015) no sentido de não haver evidências estatísticas de que a adesão ao PMAT melhora a arrecadação tributária municipal.

Silva e Calegari (2015) avaliaram o efeito do PMAT através de um estudo de caso de natureza exploratória sobre a arrecadação tributária de dois municípios paulistas durante o período de 2008 a 2012: Socorro, que aderiu ao PMAT, e Guairá, que não aderiu ao programa. A escolha dos dois municípios foi feita por similaridade de características: população, índice de desenvolvimento humano (IDH) e índice paulista de vulnerabilidade social (IPVS). Os resultados indicaram que a arrecadação dos tributos municipais IPTU e ISS do município de Socorro, a partir da adesão ao PMAT, apresentou um resultado melhor do que a do município de Guairá, sugerindo que as ações de modernização propiciadas pelo PMAT podem ter contribuído para esse resultado.

Silva e Calegari (2015) destacam, no entanto, que não é possível afirmar que os resultados observados para o município de Socorro possam ser creditados exclusivamente ao PMAT, mas que o programa pode ter contribuído positivamente para o aumento da arrecadação tributária, especialmente em relação ao IPTU. Eles complementam enfatizando que também não é possível generalizar o resultado para outros municípios que aderiram ao programa e que estudos que adotem uma abordagem qualitativa, porém ampliando o número de municípios investigados, podem trazer maior aprofundamento sobre o desempenho do PMAT.

Conclui-se que, para o PMAT, a literatura não encontra evidências estatísticas que indiquem que o programa gera, de fato, os resultados esperados.

Com o intuito de contribuir para o aprofundamento do tema sobre a eficiência dos programas de financiamento do BNDES, esse estudo procurou investigar o Provias, porém, diferentemente dos estudos realizados para o PMAT, além de avaliar o efeito do programa nas variáveis socioeconômicas, também o fez com relação às variáveis contábeis de despesas, com o objetivo de analisar o destino do montante recebido, ou seja, se o valor foi de fato gasto e de que maneira.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A análise empírica realizada neste estudo teve dois objetivos. O principal objetivo foi o de avaliar o impacto do Provias no desempenho socioeconômico dos municípios brasileiros e também sobre as despesas contábeis. Os dois primeiros modelos econométricos apresentados nesta seção visam a esse fim. Numa segunda etapa, com o objetivo de investigar possíveis consequências da concentração de participação no Provias em alguns estados, foram investigados efeitos de uma expressiva adesão ao programa, por parte dos municípios de um estado, sobre as empresas fabricantes de máquinas e equipamentos de manutenção de malha viária que operam nesse mesmo estado. O terceiro modelo econométrico apresentado nesta seção tem esse intuito.

Para a primeira parte, foi utilizada a metodologia de efeito médio de tratamento baseado em *propensity score matching*, pelo algoritmo *nearest neighbour matching*, em que o pareamento foi feito com um único vizinho da amostra do grupo de controle, utilizando-se o ano como parâmetro de pareamento exato. Isto é, o município escolhido como sendo do grupo de controle foi semelhante ao município tratado em relação a todas as variáveis de controle e, além disso, só se compararam municípios com o mesmo ano de adesão ao programa.

Sobre as variáveis dependentes dos modelos, tanto as de desempenho socioeconômico (DSE) quanto as de contas contábeis de despesas (CD) foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de 2017 e medidas em termos *per capita*. Além disso, para cada ano t , a variável dependente

corresponde à diferença entre a média de valor da variável para os anos t e $t+1$ e a média de valor dessa variável para os anos $t-1$ e $t-2$.

Assim, para avaliar o impacto do Provias nos indicadores de renda, emprego, arrecadação tributária e acidentes de trânsito, estimamos a especificação a seguir.

Especificação 1: equação estimada para o desempenho socioeconômico

$$DSE_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_{it} + \beta_2 MedDespCorr_{it} + \beta_3 MedRecCorr_{it} + \beta_4 Pop_{it} + \beta_5 Lat_i + \beta_6 Long_i + \mu_{it} \quad (1)$$

Na equação (1), DSE_{it} corresponde à diferença entre a média de valor da variável de desempenho socioeconômico (renda, emprego, emprego setorial, arrecadação tributária e acidentes de trânsito) para os anos t e $t+1$, e a média de valor dessa variável para os anos $t-1$ e $t-2$, para o município i no ano t . No que se refere ao emprego setorial, o efeito do tratamento foi investigado separadamente para a indústria de transformação, de construção civil e de comércio. Além disso, T_{it} é a variável binária de tratamento (adesão ao Provias) do município i no ano t ; $MedDespCorr_{it}$ corresponde à média das despesas correntes *per capita* da mesorregião do município i no ano t ; $MedRecCorr_{it}$ corresponde à média das receitas correntes *per capita* da mesorregião do município i no ano t ; e Pop_{it} corresponde à população do município i no ano t . Finalmente, Lat_i e $Long_i$ são os parâmetros geográficos de latitude e longitude, respectivamente, do município i .

As variáveis de controle referentes às despesas e às receitas correntes da mesorregião foram calculadas excluindo-se os valores do próprio município. Isso foi feito porque, para a correta especificação do modelo, é preciso que as variáveis de pareamento não fossem afetadas pela variável de tratamento.

Em seguida, para avaliar como o financiamento recebido pelo Provias é gasto pelos municípios beneficiados, foi estimada a seguinte especificação:

Especificação 2: equação estimada para as contas contábeis de despesas

$$CD_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_{it} + \beta_2 Pib2_{it} + \beta_3 MedPib_{it} + \beta_4 MedRecCorr_{it} + \beta_5 Pop_{it} + \beta_6 Lat_i + \beta_7 Long_i + \mu_{it} \quad (2)$$

Na equação (2), CD_{it} corresponde à diferença entre a média de valor da variável da conta contábil de despesa para os anos t e $t+1$ (despesa corrente; salário de pessoal ativo; pagamento a terceiros; investimento total, em obras, em instalações, em equipamentos e em materiais permanentes) e a média de valor dessa variável para os anos $t-1$ e $t-2$, para o município i no ano t . As variáveis T_{it} , $MedRecCorr_{it}$, Pop_{it} , Lat_i e $Long_i$ foram construídas da mesma maneira descrita na especificação (1). $MedPib_{it}$ corresponde à média do produto interno bruto (PIB) *per capita* da mesorregião do município i no ano t ; e $Pib2_{it}$ corresponde ao PIB *per capita* do município i no ano t .

Assim como na especificação (1), para o cálculo das variáveis de média da receita e média do PIB da mesorregião, os valores do próprio município foram excluídos.

Com o intuito de testar a robustez dos resultados, definimos especificações adicionais. As médias calculadas para as variáveis de controle referentes à despesa corrente, à receita corrente e ao PIB foram calculadas também incluindo os valores do próprio município e, além disso, testamos as seguintes especificações: sem as variáveis de controle geográficas e para o período de 2007 a 2012.

No que se refere à segunda parte do estudo empírico, conforme já foi mencionado, esta visa investigar possíveis efeitos de uma expressiva adesão ao programa, por parte dos municípios de um certo estado, sobre as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos de manutenção de malha viária que operam nesse mesmo estado.

Para avaliar esses possíveis efeitos do Provias sobre essas empresas, utilizamos a metodologia de regressão em painel com efeitos fixos, sendo as unidades de observação compostas pelas empresas pertencentes ao grupo CNAE correspondente às empresas de fabricação de máquinas e de equipamentos, no qual se encontram os subgrupos 2853400 (fabricação de tratores, exceto agrícolas) e 2854200 (fabricação de máquinas e de equipamentos para terraplenagem, pavimentação e construção, exceto tratores).

Conforme foi mencionado na seção 2, ambos os subgrupos CNAE (2853400 e 2854200) concentram as empresas associadas à Câmara Setorial de Máquinas Rodoviárias (CSMR), que utilizamos como um indicador das empresas candidatas a se beneficiarem indiretamente dos investimentos realizados pelos municípios com o fundo recebido pelo Provias, por meio da contratação de serviços ou da aquisição de equipamentos. A ideia é comparar as empresas desses dois subgrupos CNAE com as demais empresas de fabricação de máquinas e de equipamentos.

Como variáveis dependentes do modelo, utilizamos dois indicadores das empresas relacionados à força de trabalho: i) salário médio pago aos funcionários (para investigar se um possível aumento das receitas da empresa através do Provias resultou em um aumento dos salários médios dos funcionários); e ii) quantidade de funcionários (para investigar se um possível aumento das receitas da empresa através do Provias resultou em novas contratações).

Estimamos, dessa forma, a seguinte especificação para as duas variáveis dependentes descritas, utilizando o modelo de regressão em painel com efeitos fixos:

Especificação 3: equação estimada com dados de empresas

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 CnaeProvias_{it} + \beta_2 PercMunicProvias_{it} + \beta_3 IntCnaePerc_{it} + \theta Dummies_t + c_i + \mu_{it} \quad (3)$$

Na equação (3), W_{it} é um dos indicadores relacionados à força de trabalho – definidos anteriormente à equação (3) – para a empresa i no ano t e $CnaePROVIAS_{it}$ é uma variável binária com valor 1 para as empresas pertencentes aos grupos 2853400 ou 2854200 e 0 para as empresas dos demais grupos da divisão CNAE 28 (fabricação de máquinas e equipamentos). $PercMunicPROVIAS_{it}$ corresponde ao percentual de municípios que aderiram ao Provias dentro do estado onde se localiza a empresa i no ano t ; $IntCnaePerc_{it}$ corresponde ao indicador de interação entre as duas variáveis, $CnaePROVIAS_{it}$ e $PercMunicPROVIAS_{it}$, da empresa i no ano t . Finalmente, $Dummies_t$ corresponde a um vetor de variáveis binárias indicadoras de ano e c_i corresponde ao efeito fixo não observado de empresa.

A variável de interesse é a variável de interação, pois ela nos indica se o percentual de municípios que aderiram ao Provias no estado onde se encontra a empresa i no ano t tem algum efeito sobre o desempenho para as empresas dos subgrupos CNAE 2853400 ou 2854200, em comparação com as demais empresas da amostra.

Desse modo, a estimação da especificação (3) procura evidências a respeito do efeito da adesão dos municípios de um certo estado ao Provias sobre as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos para manutenção da malha viária localizadas nesse mesmo estado (assinaladas neste estudo pelos subgrupos CNAE 2853400 ou 2854200). A ideia surgiu a partir da observação de que os estados cujos municípios receberam mais recursos do Provias não são os que têm uma malha viária mais precária, mas, sim, estados localizados em regiões onde estão instaladas, em sua maior parte, as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos para manutenção da malha viária. É possível interpretar essa observação como um sinal de que pode haver alguma atuação por parte dessas empresas no sentido de incentivar os municípios mais próximos a aderirem ao Provias. Uma vez que não temos como testar essa hipótese a partir dos dados disponíveis, procurou-se apenas testar se, em um certo estado com maior percentual de adesão ao Provias em um determinado ano, essa maior adesão trouxe algum benefício relativamente maior para as empresas dos subgrupos CNAE 2853400 ou 2854200 em comparação com empresas de setores semelhantes (em termos de atividade econômica) localizadas no mesmo estado.

Para a análise de robustez, as mesmas especificações foram executadas com diferentes variáveis dependentes, em que os indicadores de salário e de quantidade de funcionários foram diferenciados por faixas de nível de escolaridade dos funcionários. A amostra foi agrupada conforme as seguintes faixas de escolaridade: de analfabeto até quinto ano incompleto (faixa 1); de quinto ano completo até ensino médio incompleto (faixa 2); de ensino médio completo até superior completo (faixa 3); e mestrado e doutorado (faixa 4).

Por fim, como mais uma análise de robustez, foi gerado um percentual aleatório por estado para ser testado como efeito placebo. Isto é, estimamos regressões

em que, ao invés de usar o percentual de municípios que aderiram ao Provias por estado, em seu lugar, foi testada essa variável de percentual gerada aleatoriamente.

5 DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Com o intuito de analisar o impacto do Provias nos indicadores socioeconômicos e de despesas contábeis dos municípios, organizamos uma base de dados de todos os municípios brasileiros que publicaram seus balanços financeiros entre os anos de 2006 e 2016 no Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi) do Tesouro Nacional. Isso inclui as informações sobre aqueles municípios que aderiram ao Provias. Vale observar que a quase totalidade dos municípios brasileiros publicaram seus balanços financeiros entre os anos de 2006 e 2016 no Siconfi.

Os dados de desempenho socioeconômico (de renda, emprego, emprego setorial e arrecadação tributária) dos municípios foram extraídos da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e a taxa de acidentes de trânsito foi coletada a partir da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).⁶ As variáveis correspondentes a valores monetários foram deflacionadas a partir do índice de inflação IPCA com base no ano de 2017.

Do lado das despesas, consideramos como variáveis dependentes para o modelo econométrico as contas contábeis de despesas relacionadas às despesas correntes, ao investimento, aos salários de pessoal ativo e aos gastos com terceiros, pessoas físicas ou jurídicas. Para a conta de investimento, além do investimento total, avaliamos também em qual categoria de investimento se destinou a verba do programa: obras e instalações ou aquisição de equipamentos e materiais permanentes.

Conforme descrito na quarta seção, como variáveis de controle do modelo utilizamos: população, variáveis geográficas do município como latitude e longitude, além de características médias econômicas e de orçamento da mesorregião (como PIB, receitas e despesas). Vale destacar que o método de *propensity score matching* com o algoritmo de *nearest neighbour matching* constrói o grupo de controle a partir da busca, para cada município tratado, de um único município com características muito próximas às do município tratado. Assim sendo, a inclusão das variáveis latitude e longitude faz com que os municípios tratados sejam comparados a municípios geograficamente próximos a eles. Além disso, o ano que está sendo observado foi definido como parâmetro de pareamento exato.

A amostra final é composta por 5.570 municípios brasileiros, sendo que 1.097 aderiram ao programa em algum ano durante o período de análise, os quais receberam um investimento total de R\$ 1.104.139.971,64.

6. Ver Ipea (2015).

As estatísticas descritivas das variáveis dependentes socioeconômicas e relacionadas às contas de despesas, além das variáveis de controle, podem ser vistas na tabela 1.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis referentes aos municípios (2006-2016)

	Média	Desvio-padrão
Variáveis dependentes referentes a indicadores socioeconômicos		
Diferença das médias do PIB <i>per capita</i> anual em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	2.011,24	9.110,16
Diferença das médias do emprego formal <i>per capita</i> medido em número de trabalhadores no ano (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	0,008	0,029
Diferença das médias do valor do IPTU arrecadado <i>per capita</i> em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	3,54	24,39
Diferença das médias do valor de contribuição ao Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) arrecadado <i>per capita</i> em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	14,77	168,41
Diferença das médias do número de acidentes de trânsito <i>per capita</i> medido em número de acidentes no ano (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	1,35	16,06
Variáveis dependentes referentes a contas contábeis de despesas		
Diferença das médias de investimento <i>per capita</i> em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	1,24	234,58
Diferença das médias de investimento em obras e instalações em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	-2,90	216,24
Diferença das médias de investimento em equipamento e material permanente em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	8,30	86,33
Diferença das médias de despesas correntes <i>per capita</i> em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	230,78	1.334,23
Diferença das médias de despesas com salários de pessoal ativo <i>per capita</i> em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	124,08	657,94
Diferença das médias de despesas com serviços de terceiros <i>per capita</i> em reais deflacionados, ano base de 2017 (média entre t e $t+1$ menos média entre $t-1$ e $t-2$)	42,56	366,18
Variáveis de controle		
PIB anual <i>per capita</i> (em reais deflacionados, ano base de 2017)	20.947,67	24.964,26
Média da receita corrente anual <i>per capita</i> por mesorregião sem a própria observação (em reais deflacionados, ano base de 2017)	3.188,51	930,86
Média do PIB anual <i>per capita</i> por mesorregião sem a própria observação (em reais deflacionados, ano base de 2017)	20.932,03	12.512,08
Média da despesa corrente anual <i>per capita</i> por mesorregião sem a própria observação (em reais deflacionados, ano base de 2017)	2.501,68	674,16
Latitude	-16,49	8,27
Longitude	-46,25	6,40

Fonte: Siconfi. Disponível em: <https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/contendo/contendo.jsf>.

A variável de tratamento dos modelos de *propensity score matching* é uma variável binária para indicar a adesão dos municípios ao programa, sendo seu valor igual a 1 para o ano de adesão ao programa e 0 para os demais anos. A variável é sempre igual a 0 para os municípios que não aderiram ao programa em nenhum momento.

A segunda parte da análise empírica, conforme já mencionado, visa investigar os possíveis efeitos de uma expressiva adesão ao programa, por parte dos municípios de um certo estado, sobre as empresas fabricantes de máquinas e equipamentos de manutenção de malha viária que operam nesse mesmo estado. Só foi possível testar efeitos sobre características das empresas relacionadas a emprego. Para isso, utilizamos a base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), para os anos entre 2009 e 2016. Consideramos todas as empresas de “indústrias de transformação” dentro do setor de “fabricação de máquinas e de equipamentos”, conforme a classificação CNAE. A ideia é comparar aquelas dos setores 2854200 (fabricação de máquinas e equipamentos para terraplenagem, pavimentação e construção, exceto tratores) e 2853400 (fabricação de tratores, exceto agrícolas) com as demais empresas de “fabricação de máquinas e equipamentos”. A amostra ficou com um total de 100.925 observações.

6 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados obtidos pela estimação dos modelos econométricos descritos na seção 4, primeiramente para as variáveis dependentes consideradas para o desempenho socioeconômico municipal (especificação 1) e para as contas contábeis de despesas municipais (especificação 2).⁷ Como será visto nesta seção, apenas as estimações relativas às despesas com investimento apresentaram resultados robustos para as diferentes especificações do modelo de efeito médio de tratamento baseado em *propensity score matching*, sendo que os resultados apontam que o financiamento do Provias impacta positivamente os gastos com investimentos dos municípios que aderiram ao programa, especificamente no investimento em aquisição de equipamentos e de materiais permanentes. Do lado do desempenho socioeconômico, os efeitos não foram estatisticamente significativos para nenhuma das variáveis dependentes avaliadas.

Numa segunda etapa, são apresentados também os resultados da análise feita sobre os efeitos de uma expressiva adesão ao programa, por parte dos municípios de um certo estado, sobre as empresas fabricantes de máquinas e equipamentos de manutenção de malha viária que operam nesse mesmo estado (especificação 3). Os resultados indicam uma correlação positiva entre o percentual de adesão ao Provias dos municípios de um certo estado sobre o salário médio dos trabalhadores apenas para as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos de manutenção de malha viária que operam nesse mesmo estado. Isso não é observado para as empresas da amostra que são dos demais setores de fabricação de máquinas e de equipamentos.

7. Vale lembrar que as variáveis dependentes das equações (1) e (2), apresentadas na seção anterior, são calculadas a partir da diferença de médias entre dois períodos posteriores ($t+1$ e $t+2$) e os períodos t e $t-1$, sendo t o ano da observação. Assim sendo, as regressões estimadas com base nessas equações cobrem o período 2007-2014 (e não o período 2006-2016).

Esse resultado sugere que os investimentos realizados pelos municípios com os recursos do Provias beneficiaram essas categorias de empresas em estados com forte adesão dos municípios ao programa.

Os resultados são apresentados em três subseções, sendo que a primeira diz respeito aos resultados para as variáveis de indicadores socioeconômicos municipais – equação (1) –; a segunda, aos resultados para as variáveis contábeis de despesas municipais – equação (2) –; e a terceira, aos resultados da análise de correlação entre a adesão dos municípios de um estado ao Provias e os indicadores de trabalho de empresas desse mesmo estado – equação (3).

6.1 Resultados relativos às variáveis de desempenho socioeconômico

A tabela 2 apresenta os resultados relativos aos efeitos do Provias no desempenho socioeconômico dos municípios para os indicadores de renda, emprego, arrecadação tributária e acidentes de trânsito.

Os resultados das regressões indicam que o Provias impacta positivamente os indicadores de renda, emprego e arrecadação tributária pelo IPTU e negativamente, a arrecadação tributária pelo ISS, porém os resultados não foram significativos estatisticamente, indicando que os municípios do grupo de tratamento não apresentaram resultados socioeconômicos significativamente melhores em relação aos municípios pares que não receberam os recursos do programa.

Em relação à taxa de acidentes de trânsito, o resultado mostra que os municípios que aderiram ao programa tiveram uma redução no seu valor, porém sem significância estatística.

TABELA 2
Resultados das estimações para as variáveis de desempenho socioeconômico dos municípios

Variáveis de desempenho socioeconômico	ATE (efeito médio do tratamento)	Número de observações
PIB ¹	552,96 (521,486)	42.818
Emprego ²	0,0026 (0,0022)	42.790
IPTU ¹	0,91 (0,748)	39.424
ISS ¹	-10,96 (7,355)	39.919
Acidente de trânsito ²	-0,362 (1,239)	26.869

Elaboração dos autores.
Notas: ¹ Variáveis com valores anuais, *per capita*, deflacionadas pelo ano de 2017 e calculadas pela diferença das médias de um período posterior ao ano corrente e dois períodos anteriores.
² Variáveis com valores anuais, *per capita* e calculadas pela diferença das médias de um período posterior ao ano corrente e dois períodos anteriores.
Obs.: Desvio-padrão entre parênteses.

De modo geral, os resultados sugerem que o Provias não apresenta impacto estatisticamente significativo nos indicadores socioeconômicos dos municípios, o que está alinhado com os estudos de Bast (2015), que observou que os municípios beneficiados pelo PMAT não obtiveram melhoria na arrecadação tributária em comparação aos municípios semelhantes do grupo de controle. Tais resultados levam ao questionamento sobre o direcionamento dos recursos recebidos pelos programas do BNDES em relação às despesas municipais.

O BNDES não determina como os recursos devem ser empregados, portanto estes podem ser utilizados de diversas maneiras, não necessariamente em despesas relacionadas a iniciativas e a projetos para melhoria dos indicadores socioeconômicos – no caso do PMAT, a arrecadação tributária e, no caso do Provias, os indicadores de renda e emprego.

Para Bast (2015), os recursos podem ser utilizados pelas prefeituras não apenas em atividades de impacto direto mas também em outras, de impacto indireto na arrecadação tributária, como compra de imóveis, por exemplo, visando melhorar a qualidade de atendimento à população.

A próxima seção visa responder a essa pergunta para o Provias, através de modelos que avaliam o impacto do programa em contas contábeis de despesas municipais.

6.2 Resultados relativos às variáveis contábeis de despesas municipais

A tabela 3 apresenta os resultados relativos ao efeito do Provias nas contas de despesas contábeis dos municípios: despesas correntes, investimentos, salários de funcionários ativos e gastos com serviços de terceiros.

Os resultados das regressões indicam que os municípios beneficiados pelo programa tiveram gastos com investimento maiores do que seus pares do grupo de controle e especificamente no investimento em aquisição de equipamentos e de materiais permanentes, sendo essa diferença estatisticamente significativa a 1%.

TABELA 3
Resultados das estimações para as variáveis de contas contábeis de despesas dos municípios

Variáveis de contas contábeis de despesas	ATE (efeito médio do tratamento)	Número de observações
Despesa corrente	-3,83 (15,94)	39.829
Investimento total	37,77*** (11,154)	39.768
Investimento em obras e em instalações	-10,03 (10,394)	35.167
Investimento em equipamentos e em material permanente	50,86*** (5,782)	35.573

(Continua)

(Continuação)

Variáveis de contas contábeis de despesas	ATE (efeito médio do tratamento)	Número de observações
Salário	-4,28 (7,568)	39.521
Gasto com terceiros	-6,35 (7,799)	39.028

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variáveis com valores anuais *per capita*, deflacionadas pelo ano de 2017 e calculadas pela diferença das médias de um período posterior ao ano corrente e dois períodos anteriores.

2. Significância: *** 1%; e desvio-padrão entre parênteses.

Já para as contas de despesas correntes, salários com pessoal ativo e gastos com terceiros, os resultados mostram um efeito médio negativo do tratamento, mas nenhum dos coeficientes foi estatisticamente significativo.

Esses resultados revelam que os recursos do Provias foram empregados para despesas de investimento, o que é coerente com os critérios do programa, a saber, disponibilizar financiamento aos municípios para investimentos voltados a projetos de obras públicas de melhoria da sua malha viária através da aquisição de máquinas e de equipamentos. No que se refere às subcategorias, observa-se que apenas o investimento em equipamentos e em materiais permanentes apresentou significância estatística, indicando que o financiamento do Provias foi direcionado a gastos com equipamentos e com materiais, porém não à contratação de obras e de instalações.

A análise nas contas de salário de pessoal ativo e de gastos com serviços de terceiros foi realizada com o intuito de verificar se os recursos do Provias foram utilizados para outros fins, em despesas operacionais não relacionadas a investimentos, o que sugeriria o uso inadequado dos recursos públicos oferecidos pelo BNDES. Especificamente para a conta de salários de pessoal ativo, o resultado não apresentou evidência de que os recursos do Provias foram apropriados pela burocracia em forma de salários, conforme discutido nos estudos de Marconi *et al.* (2009) e Simões (2014), que realizaram pesquisas em que se observou que políticas de transferências intergovernamentais para municípios brasileiros podem gerar uma elevação de despesas em salários sem a contrapartida da melhora na renda da população.

Para testar a robustez dos resultados especificamente para a conta de investimentos, que se apresentou estatisticamente significativa, definimos especificações adicionais nas quais foram consideradas diferentes variáveis de controle e também para diferentes períodos da análise. A tabela 4 apresenta os resultados dessas especificações, confirmando a consistência dos resultados do modelo original para a variável dependente de investimentos. A inclusão de diferentes variáveis de controle (especificadas na seção que descreve os modelos econométricos) foi feita para os períodos de 2007 a 2014 e de 2007 a 2012. Os resultados confirmam que o Provias teve um efeito positivo e significativo nas contas de investimentos dos municípios que aderiram ao programa.

TABELA 4

Resultados das estimações para a variável de despesas de investimento total (teste de robustez)

	ATE (efeito médio do tratamento)	Número de observações
Controles: PIB, média de receitas correntes da mesorregião, média do PIB da mesorregião, população		
Período entre 2007 e 2014	36,43*** (12,051)	40.122
Período entre 2007 e 2012	49,11*** (7,877)	31.010
Controles: PIB, média de receitas correntes da mesorregião, média do PIB da mesorregião, população, latitude, longitude		
Período entre 2007 e 2014	37,72*** (11,252)	39.987
Período entre 2007 e 2012	51,87*** (9,921)	30.910
Controles: PIB, média de receitas correntes da mesorregião excluindo a própria observação, média do PIB da mesorregião excluindo a própria observação, população		
Período entre 2007 e 2014	36,96*** (12,550)	39.902
Período entre 2007 e 2012	48,80*** (8,890)	30.881
Ano de 2007	36,49** (15,331)	5.114
Ano de 2008	63,04** (28,371)	5.383
Ano de 2009	32,16* (17,178)	5.363
Ano de 2010	71,75*** (11,990)	5.262
Ano de 2011	23,58 (34,397)	4.915
Ano de 2012	63,78*** (13,952)	4.844
Ano de 2013	-66,96 (81,942)	4.541
Ano de 2014	58,78** (27,278)	4.480

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

2. Desvio-padrão entre parênteses.

Em relação aos modelos específicos para cada ano de 2007 a 2014, apenas para os anos de 2011 e 2013, o resultado não foi significativo para o efeito do Provias nas contas de investimentos dos municípios beneficiados.

6.3 Resultados relativos à análise de correlação entre adesão estadual ao Provias e indicadores de trabalho de empresas do estado

A tabela 5 apresenta os resultados da análise feita sobre os efeitos de uma expressiva adesão ao Provias, por parte dos municípios de um certo estado, sobre as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos de manutenção da malha viária que operam nesse mesmo estado. Os resultados revelam uma correlação positiva e significativa entre o salário médio dos trabalhadores e a variável de interação (entre a *dummy* que indica se a empresa pertence aos grupos CNAE 2853400 ou 2854200 e o percentual de municípios que solicitaram o Provias no estado em que a empresa opera), correlação essa que não se observou para a quantidade de funcionários. Isso indica que os empregados das empresas pertencentes aos dois grupos CNAE com maior representatividade na Câmara Setorial de Máquinas Rodoviárias (CSMR) tiveram um aumento do salário médio no período analisado em resposta a um aumento do percentual de adesão ao Provias no estado em que a empresa opera. Isso não aconteceu com os empregados das demais empresas da amostra, já que o coeficiente associado à variável de percentual de adesão (sem interação) é negativo. Além disso, vale enfatizar que não apenas o coeficiente associado à variável de interação é positivo, mas também a soma dos coeficientes associados ao percentual de adesão (sem interação) e à variável de interação é positiva.

Esses resultados sugerem que os investimentos realizados por municípios a partir dos recursos recebidos do Provias foram destinados, ao menos em boa parte, ao pagamento de empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos voltados à manutenção da malha viária sediadas no mesmo estado desses municípios, beneficiando os funcionários destas. Contudo, essas regressões revelam apenas uma correlação que está de acordo com essa ideia. Para uma comprovação mais confiável, seria necessário ter acesso, ao menos, aos dados contábeis dessas empresas e das empresas que estão sendo usadas como grupo de comparação.

TABELA 5
Estimativas para as variáveis: salário médio e quantidade de funcionários

Coeficiente	Salário médio ¹	Quantidade de funcionários
CNAE Provias x Percentual de municípios	23.455,49**** (9.529,52)	65,88 (98,58)
Percentual de municípios que solicitaram o Provias no respectivo estado	-4.010,28***** (1.051,99)	-19,27***** (6,88)
<i>Dummy</i> que indica se empresa pertence aos CNAEs 2853400 ou 2854200	-1.064,52 (1.367,32)	-7,60 (14,20)
<i>Dummy</i> 2010	1.270,36***** (89,59)	3,18***** (0,40)

(Continua)

(Continuação)

Coeficiente	Salário médio ¹	Quantidade de funcionários
Dummy2011	1.640,54***** (113,15)	5,34***** (0,48)
Dummy2012	2.407,13***** (117,42)	5,40***** (0,60)
Dummy2013	3.181,91***** (138,79)	6,50***** (0,75)
Dummy2014	3.693,65***** (140,53)	6,50***** (0,83)
Dummy2015	3.907,04***** (149,17)	1,15* (0,84)
Dummy2016	3.081,36***** (159,40)	-3,48***** (0,93)
Constante	25.278,13***** (111,70)	36,95***** (0,62)
Número de observações	100.925	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Valores em R\$ e deflacionados pelo ano de 2017.

2. Significância: ** 5%; *** 1%; **** 0,5%; e ***** 0,1%.

3. Desvio-padrão entre parênteses.

Para garantir a robustez dos resultados, realizamos testes adicionais, considerando diferentes faixas de escolaridade, além de testes de efeito placebo. Os resultados são apresentados nas tabelas A.1, A.2 e A.3 do apêndice A.

Os resultados dos testes referentes a faixas de escolaridade, especificamente para os grupos que englobam desde o quinto ano fundamental completo até o superior completo, são consistentes com os apresentados na tabela 5, com correlação positiva e significativa entre o salário médio dos trabalhadores e a variável de interação entre a *dummy* que indica se a empresa pertence aos grupos CNAE 2853400 ou 2854200 e o percentual de municípios que solicitaram o Provias no estado em que a empresa opera. Já para as demais faixas de escolaridade, os resultados não apresentaram significância estatística, sugerindo que o aumento do salário médio no grupo de empresas possivelmente beneficiadas pelo Provias é observado apenas nas faixas intermediárias de escolaridade até superior completo (não incluindo mestrado e doutorado).

Finalizando, realizamos um teste de efeito placebo associando a cada empresa uma variável de percentual de municípios no estado em que esta opera, que foi gerada de forma aleatória. Os resultados, que são apresentados na tabela A.3 do apêndice A, indicam que a correlação entre o salário médio e a variável de percentual de municípios gerada aleatoriamente deixa de existir (tanto para a variável de percentual quanto para a variável de percentual interagida com a *dummy* de setores CNAE 2853400 ou 2854200).

7 CONCLUSÃO

Este trabalho procurou ampliar o debate sobre a eficiência do financiamento público para o desenvolvimento econômico e social do país a partir de um estudo empírico que avalia os resultados do Provias do BNDES, utilizando, para isso, a metodologia de *propensity score matching*. Investiga-se o impacto do Provias não apenas sobre indicadores socioeconômicos mas também nas contas contábeis de despesas correntes dos municípios que aderiram ao programa, com o objetivo de avaliar como os recursos recebidos foram gastos.

No que diz respeito aos indicadores socioeconômicos de renda, emprego, arrecadação tributária e acidentes de trânsito, concluiu-se que os municípios que aderiram ao programa não apresentaram melhora estatisticamente significativa em relação aos seus pares do grupo de controle, que não aderiram ao programa. Já no que diz respeito à análise das contas de despesas correntes, observou-se um efeito positivo e estatisticamente significativo do programa apenas sobre as despesas com investimentos e especificamente sobre investimentos em equipamentos e em materiais permanentes, sugerindo que os municípios que receberam os recursos do programa ampliaram os gastos com investimentos em comparação com os seus pares do grupo de controle, em indicação de que os recursos foram destinados a gastos consistentes com os critérios do Provias.

A análise das despesas com salários de pessoal ativo e com serviços de terceiros foi realizada visando investigar se os recursos foram direcionados para despesas operacionais dos municípios, o que sugeriria uso indevido dos recursos do BNDES, mas os resultados não revelaram nenhuma evidência apontando nesse sentido.

Conclui-se, portanto, que o Provias, para a amostra estudada, embora tenha tido seus recursos destinados a gastos com investimentos, não atingiu o seu principal objetivo, de melhorar os indicadores de renda e de emprego dos municípios por ele beneficiados, corroborando, assim, as conclusões de Bast (2015) e Oliveira (2015) em relação ao PMAT, cujos resultados também evidenciam que o objetivo não foi atingido.

De acordo com Bivens (2017), o investimento público em infraestrutura é um instrumento-chave para promover o desenvolvimento do país e a estabilização macroeconômica através do aumento da produtividade e do estímulo à demanda agregada. Sendo assim, é de esperar que os investimentos e financiamentos do BNDES tenham um impacto relevante nos indicadores socioeconômicos do país, principalmente no que se refere a renda e emprego, o que não foi evidenciado empiricamente por este e outros estudos.

Surgem, dessa forma, questões relacionadas à eficiência do financiamento do BNDES a entes públicos no processo de desenvolvimento socioeconômico do país.

Tais questões envolvem temas relacionados à produtividade e à qualidade da gestão da administração do setor público no que se refere à eficiência de implantação de projetos e à governança corporativa, que envolve o comprometimento do uso adequado dos recursos públicos, o qual se torna cada vez mais relevante para prevenir práticas de corrupção.

No que diz respeito à distribuição geográfica dos recursos do Provias, foi observado que os estados da região Sul, além de Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, tiveram uma participação no programa visivelmente maior que a dos demais. No entanto, conforme *ranking* elaborado pela Confederação Nacional do Transporte (CNT), as onze piores ligações rodoviárias se localizam nos estados das regiões Nordeste, Norte e Centro Oeste, sendo que o Pará é o estado com a pior malha rodoviária do país. Ou seja, pode-se dizer que os recursos do Provias não foram prioritariamente destinados aos municípios que mais precisavam, pois, mesmo que alguns estados da região Centro-Oeste tenham tido participação expressiva no programa, o mesmo não pode ser dito das regiões Norte e Nordeste. Ao mesmo tempo, foi constatado que as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos voltados a terraplanagem, pavimentação e manutenção de rodovias (empresas associadas à Câmara Setorial de Máquinas Rodoviárias – CSMR) se concentram sobretudo nos estados de São Paulo, Minas Gerais e da região Sul, sendo que os da região Sul e de Minas Gerais foram os que mais receberam recursos do Provias. Essas empresas, em princípio, seriam as potenciais empresas a serem contratadas pelos municípios que aderem ao programa.

Assim sendo, com o objetivo de ampliar o debate sobre a questão política de financiamento público, foram levantados dados de empresas pertencentes às classificações CNAE 2853400 (fabricação de tratores, exceto agrícolas) e 2854200 (fabricação de máquinas e de equipamentos para terraplenagem, pavimentação e construção, exceto tratores) que, pela natureza das suas atividades, são potenciais candidatas a fornecer serviços ou materiais aos municípios no contexto do Provias.

Os dados confirmam uma grande concentração dessas empresas em estados cujos municípios foram os maiores beneficiados do financiamento do programa, sugerindo que possa haver alguma forma de uso político dos recursos do Provias.

Tendo essas observações como motivação, realizamos também uma análise sobre os efeitos de uma expressiva adesão ao Provias, por parte dos municípios de um certo estado, sobre as empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos de manutenção de malha viária que operam nesse mesmo estado. Essas empresas foram comparadas às demais empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos. Desse modo, foram encontradas evidências de um efeito positivo e significativo do percentual de municípios que aderiam ao Provias, em um certo estado, sobre o salário médio dos funcionários dessas empresas (fabricantes de máquinas e de

equipamentos de manutenção de malha viária) que operam nesses mesmos estados, o que não foi observado para as demais empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos.

Chama a atenção a concentração dos municípios beneficiários do Provias nos estados da região Sul e em alguns estados da região Sudeste, os quais possuem as melhores malhas viárias do país e onde estão instaladas grande parte das empresas fabricantes de máquinas e de equipamentos para manutenção da malha viária. Essa inconsistência da distribuição dos recursos com relação aos principais objetivos do Provias reforça o debate sobre a influência política nas decisões de gastos dos entes públicos e as suas relações com o setor privado.

Os resultados deste estudo apontam para a necessidade de novas pesquisas visando investigar a eficiência dos gastos públicos municipais, incluindo um debate sobre a governança da administração pública, principalmente no que se refere ao uso dos recursos públicos disponibilizados pelo BNDES.

REFERÊNCIAS

BAST, M. T. N. **Uma avaliação empírica dos efeitos dos empréstimos do BNDES aos governos municipais brasileiros**. 2015. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2015.

BIVENS, J. **The potential macroeconomic benefits from increasing infrastructure investment**. Washington: Economic Policy Institute, jul. 2017. (Report).

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Acidentes de trânsito nas rodovias federais brasileiras**: caracterização, tendências e custos para a sociedade. Brasília: Ipea, 2015. (Relatório de pesquisa).

MARCONI, N. *et al.* Vertical transfers and the appropriation of resources by the bureaucracy: the case of Brazilian state governments. **Public Choice**, v. 141, p. 65-85, maio 2009.

OLIVEIRA, R. E. de O. **Avaliação de impacto do Programa de Modernização Tributária e da Gestão dos Setores Sociais Básicos (PMAT) na arrecadação de ISSQN e IPTU dos municípios, no período de 1999 a 2011**. 2015. 72 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Brasileira de Economia e Finanças, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2015.

SILVA, H. P.; CALEGARI, T. V. Políticas públicas para ampliação da arrecadação tributária municipal: considerações sobre o programa de modernização da administração tributária e dos setores sociais básicos (PMAT). **Revista Temas de Administração Pública**, v. 10, n. 1, 2015.

SIMÕES, I. S. P. **Apropriação de transferências intergovernamentais pela burocracia**: um estudo para os municípios brasileiros. 2014. 48 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2014.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ABIAD, A.; FURCERI, D.; TOPALOVA, P. **The macroeconomic effects of public investment**: evidence from advanced economies. Nova Hampshire: IMF, maio 2015. (IMF Working Paper, n. 15/95).

BARBOSA FILHO, M. C. **Uma avaliação do programa de modernização da administração pública tributária (PMAT) sobre o esforço fiscal dos municípios (2000 a 2010)**. 2013. 53 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de Brasília, Brasília, 2013.

CURRISTINE, T.; LONTI, Z.; JOUMARD, I. Improving public sector efficiency: challenges and opportunities. **OECD Journal on Budgeting**, v. 7, n. 1, p. 161-201, 2007.

FERRAZ, J. C. *et al.* O BNDES e o financiamento do desenvolvimento. **Revista USP**, São Paulo, n. 93, p. 69-80, mar.-maio 2012.

GADENNE, L. **Tax me, but spend wisely?** Sources of public finance and government accountability. Coventry: Warwick University, out. 2016. (Warwick Economics Research Papers, n. 1131).

INMAN, R. P. **The flypaper effect**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, dez. 2008. (NBER Working Paper, n. 14579).

PROVIAS terá R\$ 300 milhões do BNDES para investimento de prefeituras em rodovias. **BNDES**, 25 abr. 2006. Disponível em: https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/imprensa/noticias/conteudo/20060425_not053_06. Acesso em: 3 jan. 2020.

RABNAWAZ, A.; RABNAWAZ, J.; SOHAIL, R. M. Impact of public investment on economic growth. **South Asia Journal of Multidisciplinary Studies**, v. 8, n. 1, p. 62-75, 2015.

SCHWARTZ, J.; ANDRES, L.; DRAGOIU, G. **Crisis in LAC**: infrastructure investment, employment and the expectations of stimulus. Washington: World Bank, jul. 2009. (The LCSSD Occasional Papers Series, n. 1).

STATA. **Stata treatment-effects reference manual**: potential outcomes/counterfactual outcomes – Release 16. College Station: Stata Press Publication, 2013.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Teste por faixa de escolaridade de 1 a 6

Coeficiente	Escolaridades 1 e 2		Escolaridades 3, 4, 5 e 6	
	Salário médio	Quantidade de funcionários	Salário médio	Quantidade de funcionários
<i>Dummy</i> que indica se empresa pertence ao CNAE 2853400 ou 2854200	2.550,42 (2.308,51)	-1,08 (1,07)	-2.220,16 (1.911,91)	-9,78* (7,27)
Percentual de municípios que solicitaram o Provias	-5.523,23* (3.428,55)	-4,26**** (1,78)	-1.841,81* (1.177,70)	-24,90****** (3,92)
CNAE Provias x Percentual de municípios	17.004,15 (17.267,61)	2,54 (16,27)	18.333,09*** (8.634,50)	32,67* (22,33)
Dummy2010	1.399,64***** (330,91)	0,01 (0,10)	1.154,20***** (98,86)	0,44**** (0,18)
Dummy2011	1.536,31***** (309,30)	-0,04 (0,13)	1.524,63***** (126,80)	-0,46*** (0,21)
Dummy2012	1.883,41***** (350,59)	0,00 (0,12)	2.193,17***** (124,74)	-1,27***** (0,25)
Dummy2013	2.382,19***** (379,07)	-0,17 (0,13)	2.722,19***** (157,38)	-0,50* (0,35)
Dummy2014	2.408,33***** (383,35)	-0,07 (0,15)	3.090,06***** (166,27)	-2,39***** (0,35)
Dummy2015	1.944,63***** (406,60)	-0,47***** (0,14)	3.132,58***** (172,71)	-5,36***** (0,37)
Dummy2016	896,07*** (452,30)	-0,80***** (0,17)	3.040,23***** (181,99)	-5,45***** (0,55)
Constante	22.580,15***** (297,96)	3,57***** (0,11)	22.032,96***** (126,08)	18,19***** (0,28)
Número de observações	17.000		79.743	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. CNAE – Código Nacional de Atividade Econômica; Provias – Programa de Intervenções Viárias.

2. Significância: ** 5%; *** 1%; ***** 0,5%; e ***** 0,1%.

TABELA A.2
Teste por faixa de escolaridade de 7 a 11

Coeficiente	Escolaridades 7, 8 e 9		Escolaridades 10 e 11	
	Salário médio	Quantidade de funcionários	Salário médio	Quantidade de funcionários
<i>Dummy</i> que indica se empresa pertence ao CNAE 2853400 ou 2854200	14,23 (1.430,32)	8,64 (9,68)	-11.602,94 (22.524,73)	15,02 (22,97)
Percentual de municípios que solicitaram o Provias	-5.313,10***** (1.262,01)	-2,53 (5,73)	-161.594,40**** (65.701,74)	1,33 (3,84)
CNAE Provias x Percentual de municípios	25.310,58*** (12.146,81)	-37,89 (82,40)	230.624,70 (221.969,30)	-86,86*** (37,63)
<i>Dummy</i> 2010	1.024,47***** (109,62)	5,38***** (0,42)	-16.431,22***** (5.629,10)	1,37***** (0,16)
<i>Dummy</i> 2011	1.387,49***** (129,44)	4,64***** (0,40)	1.965,53 (5.468,79)	2,67***** (0,27)
<i>Dummy</i> 2012	2.204,24***** (140,46)	5,76***** (0,52)	3.421,58 (5.953,44)	3,67***** (0,35)
<i>Dummy</i> 2013	2.894,72***** (162,24)	7,50***** (0,63)	3.764,73 (6.299,70)	4,75***** (0,46)
<i>Dummy</i> 2014	3.353,67***** (166,06)	8,09***** (0,70)	6.499,42 (6.235,53)	6,75***** (0,82)
<i>Dummy</i> 2015	3.432,65***** (177,09)	4,90***** (0,69)	6.815,80 (7.104,41)	5,82***** (0,55)
<i>Dummy</i> 2016	2.857,61***** (197,81)	9,02***** (1,18)	-8.027,81 (7.892,65)	5,46***** (0,55)
Constante	26.750,82***** (129,72)	24,47***** (0,51)	98.676,75***** (6.439,47)	6,73***** (0,52)
Número de observações	89.651		5.030	

Obs.: Significância: ** 5%; *** 1%; ***** 0,5%; e ***** 0,1%.

TABELA A.3
Teste de efeito placebo

Coeficiente	Salário médio
Dummy que indica se empresa pertence ao CNAE 2853400 ou 2854200	-287,13 (1.906,84)
Percentual de municípios que solicitaram o Provias	-5,63 (93,53)
CNAE Provias x Percentual de municípios	-742,83 (2.444,43)
Dummy2010	1.185,33***** (88,07)
Dummy2011	1.730,84***** (106,96)
Dummy2012	2.496,74***** (110,35)
Dummy2013	3.360,71***** (121,37)
Dummy2014	3.831,28***** (129,34)
Dummy2015	4.076,18***** (133,33)
Dummy2016	3.275,28***** (139,48)
Constante	25.080,24***** (96,85)
Número de observações	100.925

Obs.: 1. Significância: ** 5%; *** 1%; ***** 0,5%; ***** 0,1%.
2. Percentual de municípios que solicitaram o Provias. Para o efeito placebo, o percentual foi gerado de forma aleatória.

Originais submetidos em: ago. 2022.
Última versão recebida em: set. 2024.
Aprovada em: set. 2024.

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DO DIFERENCIAL DE DESEMPENHO DOS COLÉGIOS MILITARES NO BRASIL¹

Felipe César Marques²
Marina Silva da Cunha³

O presente estudo busca analisar o diferencial de desempenho dos colégios militares no Brasil ao longo da distribuição das notas do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) de 2017 por meio das regressões quantílicas incondicionais e da decomposição de Oaxaca-Blinder. Os resultados mostram que, nos décimos superiores das notas, a maior parcela do diferencial é atribuível a fatores explicados, principalmente, devido à melhor infraestrutura dos colégios militares em relação aos demais colégios públicos. Já nos décimos inferiores, a maior parte do diferencial não pode ser explicada por fatores observáveis, sugerindo, portanto, um efeito positivo da administração militar sobre esses alunos, ainda que parte dele possa ser atribuída aos potenciais vieses do modelo.

Palavras-chave: Programa Nacional das Escolas Cívico-Militares; regressões quantílicas; economia da educação.

QUANTILE DECOMPOSITION OF PERFORMANCE DIFFERENTIAL AMONG MILITARY SCHOOLS IN BRAZIL

This paper aims to evaluate the performance differential of Brazilian military schools along the test score distribution of the 2017 National Basic Education Assessment System with unconditional quantile regressions and the Oaxaca-Blinder decomposition. The results show that among highest deciles of the scores most of the differential is due to explained factors, especially the better infrastructure of the military schools compared to other public schools. Conversely, among the lowest deciles most of the differential cannot be explained by observable factors, thus suggesting a positive effect of the military administration on these students, although a share of the impact might be attributable to self-selection bias.

Keywords: National Civic-Military Schools Program; quantile regressions; education economics.

JEL: C21; I20; I21; I28.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n1art5>

2. Professor no Departamento de Administração Pública da Universidade do Estado de Santa Catarina (DAP/Udesc). E-mail: felipe.marques@udesc.br.

3. Professora no Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (DCO/UEM) e no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE/UEM). E-mail: mscunha@uem.br.

1 INTRODUÇÃO

A necessidade de aprimoramento da educação básica no Brasil é um fato amplamente conhecido. Para citar um exemplo, na avaliação de 2018 do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (Programme for International Student Assessment – Pisa), o desempenho dos estudantes brasileiros ficou abaixo da média mundial nas três disciplinas avaliadas, sendo que 43% dos alunos não atingiram a proficiência mínima em nenhuma dessas disciplinas (OECD, 2019).

Entre as propostas levantadas para o progresso da educação no país, uma ideia que vem ganhando espaço no debate público é a militarização do ensino. De fato, segundo reportagem publicada pela revista *Época*, a quantidade de escolas geridas pela Polícia Militar (PM) no país passou de 39 para 122 no período de 2013 a 2018, crescimento de 212% (Camporez, 2018). Com base nos dados coletados para este trabalho, foram identificados 162 colégios militares no país em 2017. Verificou-se também que, neste ano, entre as Unidades da Federação, apenas Acre, Rio Grande do Norte, Sergipe e Espírito Santo não tinham nenhuma escola sob administração militar.

Entre os entusiastas dessa proposta está o ex-presidente Jair Bolsonaro (2019-2022). Em seu segundo dia de mandato, Bolsonaro assinou o Decreto nº 9.465, de 2019, que, entre outros assuntos, promovia a reestruturação do Ministério da Educação, criando a Subsecretaria de Fomento às Escolas Cívico-Militares (Brasil, 2019a).

Em seguida, em setembro de 2019, o Decreto nº 10.004 instituiu o Programa Nacional das Escolas Cívico-Militares – Pecim (Brasil, 2019b) – e a Portaria nº 2.105, em novembro do mesmo ano, regulamentou o referido programa (Brasil, 2019c). O objetivo do Pecim era implantar 216 escolas cívico-militares no país até 2023 e, segundo memorial disponibilizado no portal dedicado ao programa,⁴ 202 escolas municipais e estaduais haviam adotado o modelo cívico-militar até seu encerramento. Dessa forma, a proposta de militarização do ensino ganhou força como parte da política pública para a educação.

À primeira vista, o desempenho dos colégios militares aparenta superioridade quando comparado com a realidade das demais escolas públicas brasileiras. Analisando os dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) de 2017, observa-se, por exemplo, que os três colégios militares existentes em Brasília apresentaram as três melhores notas tanto em língua portuguesa quanto em matemática entre as escolas públicas na avaliação para o nono ano do ensino fundamental de todo o Distrito Federal. O mesmo acontece com os dois colégios militares em Curitiba, entre as escolas públicas paranaenses.

4. Disponível em: <https://escolacivicomilitar-descontinuado.mec.gov.br/index.php>. Acesso em: 14 dez. 2022.

Os principais argumentos em favor do processo de militarização defendem que a disciplina e o respeito à hierarquia, típicos do sistema militar, criam um ambiente seguro e propenso ao aprendizado (Bomfim *et al.*, 2017; Paro e Ferreira, 2017; Silva, R.; Araújo, 2018; Silva, 2009). No entanto, vários autores argumentam também que os colégios militares têm uma estrutura física e financeira privilegiada e uma boa formação de docentes, além de selecionarem previamente seus alunos e de cobrarem taxas e mensalidades (Nunes e Lima, 2014; Haguette, Pessoa e Vidal, 2016; Belle, 2011; Castro, Gomes e Guimarães Júnior, 2018), sendo esses fatores os responsáveis pelo sucesso dessas escolas.

No entanto, no Brasil, entre pesquisas que abordam os colégios militares e os colégios da polícia militar, há o predomínio de estudos de caso e, em especial, a aplicação de questionários (Rosa, 2012). Portanto, poucas evidências concretas existem, sejam elas favoráveis ou contrárias ao processo de militarização do ensino público que vem ocorrendo no país.

Como apontam Benevides e Soares (2020), o debate a respeito da militarização da educação ainda se encontra predominantemente nos campos normativo e argumentativo, sendo a pesquisa quantitativa nessa área bastante escassa, mesmo na literatura internacional. Em seu trabalho, único com essa abordagem no país, os autores mostram que, após o controle das características das escolas e dos alunos, o diferencial das notas dos colégios militares se reduz substancialmente, embora ainda mantenha a significância estatística (Benevides e Soares, 2020). Essa pesquisa, no entanto, avalia apenas dois colégios estaduais militares do Ceará, para os alunos do nono ano do ensino fundamental na disciplina de matemática.

O objetivo do presente estudo é, portanto, ampliar as evidências quantitativas em relação aos colégios militares, analisando o diferencial de desempenho dessa categoria de instituição de ensino em relação à estrutura típica das escolas públicas, contribuindo com a evolução do atual debate no país.

Para cumprir o objetivo, o diferencial de desempenho é avaliado com base na decomposição de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), que permite desagregar essas diferenças entre fatores observáveis explicados – bem como a origem desses fatores (se melhores alunos, melhores professores ou melhores escolas) – e fatores não explicados, que podem ser atribuídos, por exemplo, a maiores retornos educacionais proporcionados pela estrutura de ensino militar. Além da média, a decomposição é realizada também em cada décimo do desempenho dos estudantes, utilizando as regressões quantílicas incondicionais, propostas por Firpo, Fortin e Lemieux (2009; 2018).

Dessa forma, o presente estudo contribui com a área de pesquisa do ensino militar, ao fornecer novas evidências que possam sustentar o debate e as políticas públicas em andamento, expandindo, de diversas maneiras, a literatura existente.

Em primeiro lugar, o estudo considera todas as escolas militares que puderam ser identificadas no Saeb de 2017 – federais e estaduais – e presentes em todas as regiões brasileiras. Em segundo lugar, o trabalho analisa não apenas o diferencial médio de desempenho entre colégios militares e civis, mas também os diferenciais da estrutura de ensino militar ao longo de toda a distribuição das notas dos alunos. Finalmente, o trabalho avalia o desempenho dos alunos no Saeb 2017 nas disciplinas de língua portuguesa e matemática e entre os alunos do nono ano do ensino fundamental e do terceiro ano do ensino médio, fornecendo evidências mais robustas a respeito da efetividade dos colégios militares brasileiros.

O estudo está estruturado da seguinte forma: na próxima seção, apresentam-se os principais argumentos favoráveis e contrários à militarização do ensino, além das polêmicas que a envolvem, com base em estudos recentes na área; na terceira seção, são mostrados os aspectos metodológicos da pesquisa, incluindo-se o processo de criação da base de dados; na quarta seção, são apresentados e debatidos os resultados do trabalho; e a quinta seção dedica-se às considerações finais do estudo.

2 O DEBATE DA MILITARIZAÇÃO DAS ESCOLAS

O debate que vem ocorrendo em torno da militarização das escolas públicas suscita polêmicas. Seus defensores apontam como principais fatores na justificativa da militarização o maior rendimento escolar dos alunos em conjunto com a redução da violência nas escolas, conquistados graças à disciplina e ao respeito à hierarquia, típicos do sistema militar (Paro e Ferreira, 2017; Silva, 2009; Silva, C. e Araújo, 2018).

Entre os costumes saudáveis atribuídos à disciplina militar que influenciariam positivamente o comportamento dos jovens, segundo os apoiadores da militarização das escolas, estão civismo, patriotismo, apresentação pessoal, pontualidade, postura, camaradagem, respeito, liderança e solidariedade (Silva, R. e Araújo, 2018, Hajjar, 2005; Price, 2008). De fato, a literatura é bastante consolidada em apontar a relação positiva entre o clima escolar e o desempenho dos alunos (Rizzotto e França, 2022; Wang, Liu e Leung, 2022; Yu e Jiang, 2022; Maxwell *et al.*, 2017; Berkowitz *et al.*, 2015), o que justificaria os argumentos levantados.

No entanto, os supostos diferenciais dos colégios militares são questionados por diversos autores, pois, além da estrutura típica do sistema militar, esses colégios são distintos da maior parte das escolas públicas em uma série de maneiras. Os colégios militares, em geral, têm boa infraestrutura e situação financeira saudável (Bomfim *et al.*, 2017; Belle, 2011). Segundo Nunes e Lima (2014), o custo médio de um aluno do ensino médio no Colégio Militar de Brasília é 1,82 vez maior do que o custo médio de um aluno em um colégio público típico da cidade. Para o ensino fundamental, os custos por aluno chegam a ser 2,2 vezes maior.

Ademais, alunos de colégios militares são, em geral, provenientes de famílias de melhor situação financeira, existindo também maior envolvimento dos pais no ambiente escolar (Haguet, Pessoa e Vidal, 2016; Castro, Gomes e Guimarães Júnior, 2018). O perfil dos alunos nos colégios militares também é diferenciado, pois, frequentemente, vagas são preenchidas por meio de processos seletivos que, em conjunto com a cobrança de taxas e mensalidades, provocam a seleção prévia de bons alunos (Santos, 2016; Benevides e Soares, 2020).

Como mostram Souza *et al.* (2019), os alunos avaliados de um colégio militar estadual no interior do Rio Grande do Sul apresentaram altos níveis de motivação na escola, sendo a intrínseca (aquela que se direciona ao gosto e à vontade de aprender) superior à extrínseca (aquela de influência externa, baseada em reforços e castigos).

Dessa forma, ao analisar o diferencial de desempenho dos colégios militares, é necessário levar em conta essas diferenças. Benevides e Soares (2020), avaliando a diferença entre as categorias de ensino no estado do Ceará, utilizam o método de mínimos quadrados ordinários combinados com técnicas de pareamento para seleção adequada da amostra. Os autores mostram que a não inclusão de controles adequados a respeito das características das escolas e dos alunos, bem como de seu desempenho escolar prévio em ciclos anteriores, causa uma superestimação de até 2,7 vezes sobre o efeito dos colégios militares, embora esse diferencial ainda permaneça estatisticamente significativo.

Resultado semelhante é encontrado na literatura internacional. Avaliando o programa Corpo de Treinamento de Oficiais da Reserva Junior (Junior Reserve Officers' Training Corps – JROTC)⁵ dos Estados Unidos, Pema e Mahey (2009), aplicando a técnica de pareamento em duas etapas, também concluem que grande parte da diferença de desempenho pode ser explicada pelas diferenças pessoais e escolares dos alunos participantes do programa. No entanto, contrário ao caso brasileiro, o programa JROTC está presente, em geral, em escolas instaladas em bairros pobres de centros urbanos, sendo a maior parte de seus participantes alunos em situação socioeconômica vulnerável e pertencentes a grupos minoritários (Pema e Mehay, 2009; 2010).

Também é questionada a legalidade da militarização do ensino, uma vez que ela possivelmente fere diversos princípios previstos na Constituição Federal, na Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) e no Plano Nacional de Educação (PNE), além de instituir um ambiente repressivo para alunos e professores (Silva, C. e Araújo, 2018; Silva, 2016; Santos, 2016).

5. O JROTC é um programa para o ensino médio, mantido por parcerias entre o Departamento de Defesa dos Estados Unidos e os distritos escolares participantes, que combina o ensino em sala de aula com atividades extracurriculares e serviços comunitários. Seus objetivos são multidimensionais, incluindo-se o preparo para a carreira militar e a melhora do rendimento escolar (Pema e Mehay, 2010).

Por fim, Freire (2006) contesta ainda as ideias de solidariedade e camaradagem dos colégios militares, ao apontar para a cisão interna existente nos colégios federais entre os discentes ingressantes via processo seletivo e os ingressantes por meio das cláusulas de amparo social, o que acaba por estabelecer uma hierarquia informal nas escolas, reforçada, mesmo que involuntariamente, pelos próprios professores e pela administração escolar.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Dados da pesquisa

Apesar da relevância adquirida recentemente, não existe no momento atual uma relação completa dos colégios militares em funcionamento no país disponível para consulta pública. Portanto, foram necessárias algumas etapas para a identificação dessas escolas no estudo.

Em primeiro lugar, foram selecionadas, nos microdados do Censo Escolar de 2017 (Inep, 2018b), todas as instituições que continham os termos “militar” ou “PM” em seu nome. Essas escolas foram então inspecionadas, eliminando-se aquelas cujos nomes homenageiam militares, mas que funcionam como escolas estritamente civis,⁶ e aquelas cujo termo “PM” refere-se à outra sigla diferente de “polícia militar”. Foram descartadas também as escolas que não estavam em atividade no ano do Censo.

Em seguida, foram realizadas pesquisas na internet a respeito da estrutura dos colégios militares, uma a uma, de cada Unidade da Federação, identificando-se, no Censo, as escolas fundadas ou militarizadas até, no máximo, o início do ano letivo de 2017 e que não haviam sido localizadas na etapa anterior. Esse processo foi repetido também para cada uma das instituições das Forças Armadas (Exército, Marinha e Força Aérea) e do Ministério da Defesa. Dessa forma, foi possível identificar 162 colégios militares federais, estaduais e privados em atividade no país no momento em que foi aplicado o Saeb 2017, cujo detalhamento é apresentado no apêndice A.

Apesar do caráter censitário do Saeb em 2017 para as escolas públicas nas avaliações do nono ano do ensino fundamental e do terceiro ano do ensino médio, para que seus resultados fossem divulgados abertamente, a escola deveria ter, no mínimo, 80% de seus alunos participantes na avaliação. Além disso, era necessária a participação de, no mínimo, 50% dos estudantes no município em que a escola estava localizada. Caso contrário, os resultados eram divulgados com máscaras, ou seja, com códigos fictícios que impossibilitassem a exata identificação de escolas e de municípios que não atendessem aos requisitos estabelecidos (Inep, 2018a).

6. Ao longo do trabalho, o termo “escola civil” é utilizado para fazer referência às instituições de ensino não militares.

Portanto, para evitar que colégios militares com resultados mascarados fossem inapropriadamente classificados como civis, o estudo considerou apenas os dados divulgados livres de máscaras. Ao realizar esse procedimento, evitou-se ainda que eventuais escolas militares de dependência administrativa municipal que não tivessem sido identificadas no levantamento inicial fizessem parte da amostra de escolas civis.

Dessa forma, dentre os 162 colégios levantados no Censo, foi possível identificar 133 livres de máscaras nos dados do Saeb 2017. Entretanto, para que pudessem ser utilizados na pesquisa, era necessário ainda que as bases de dados referentes aos alunos, aos professores e às escolas estivessem completas, possibilitando, assim, o cruzamento das informações.

Um problema recorrente identificado nas bases de dados foram casos em que o professor, ao lecionar para diversas turmas, respondeu por completo apenas um dos questionários aplicados, deixando os demais em branco ou incompletos. Para contornar essa situação, a resposta dos professores em cada um dos questionários foi alterada para a resposta mais frequente fornecida pelo professor para cada questão entre todos os seus questionários respondidos (sua resposta modal). Nos casos em que não havia uma resposta modal, ou que todas as respostas estivessem em branco, o professor foi descartado da base de dados.

Outro problema detectado foram turmas com múltiplos professores de uma mesma disciplina. Nesses casos, notou-se ainda que esses professores frequentemente tinham respostas modais idênticas em seus questionários, diferenciando-se somente quanto ao seu código de identificação. Nessas situações, os dados foram considerados respostas duplicadas e foi mantida apenas uma das repostas. Nos demais casos, em que houve mais de um professor para a mesma disciplina com respostas diferenciadas, estas foram descartadas. Ao final desse processo, restou somente um único professor de língua portuguesa e/ou de matemática por turma.

Com o cruzamento completo de dados dos alunos, professores e escolas, foi possível manter no estudo 83 colégios militares na avaliação do nono ano do ensino fundamental, tanto em língua portuguesa quanto em matemática; 57 colégios na prova de língua portuguesa; e 66 em matemática na avaliação do terceiro ano do ensino médio. Em todas as amostras, foi possível incluir colégios de todas as regiões do país e, ao menos, três colégios militares federais.

A amostra da pesquisa é composta ainda por um total de 10.573 colégios civis, distribuídos entre as avaliações do ensino fundamental e médio e nas provas de língua portuguesa e matemática. Como não houve, na amostra, colégios militares municipais, foram retiradas da pesquisa todas as escolas da administração pública municipal. De forma semelhante, devido à inexistência de colégios militares rurais, foram mantidas apenas as escolas urbanas.

Embora, para fins da pesquisa, colégios militares federais e estaduais tenham sido considerados, de forma equivalente, sob a alcunha de colégio militar, o que se observa, na prática, é o desempenho médio superior dos colégios federais – que são, em geral, mais tradicionais e geridos há mais tempo pelas Forças Armadas – em relação ao dos colégios estaduais, geridos pela polícia militar. Por esse motivo, foram mantidos também na pesquisa os demais colégios federais que, de forma análoga, destacam-se entre os colégios civis, permitindo assim estabelecer uma base de comparação entre esses colégios e captar a influência da administração pública federal sobre o desempenho estudantil.

3.2 Métodos

A avaliação do diferencial do desempenho escolar dos colégios militares foi realizada essencialmente por meio da técnica de decomposição de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), desagregando-se as diferenças médias das notas em fatores explicados e não explicados, estimando-se a seguinte equação, em que os subscritos M e C representam parâmetros e variáveis de colégios militares e civis, respectivamente; X representa as variáveis da função de produção educacional relacionadas às características pessoais, familiares e socioeconômicas do aluno; Z representa as variáveis relacionadas aos professores; e S representa as variáveis relativas à estrutura das escolas e às características de seus diretores:

$$\bar{Y}_M - \bar{Y}_C = [\beta'_{1C}(\bar{X}_M - \bar{X}_C) + \beta'_{2C}(\bar{Z}_M - \bar{Z}_C) + \beta'_{3C}(\bar{S}_M - \bar{S}_C)] + [(\beta_{0M} - \beta_{0C}) + (\beta'_{1M} - \beta'_{1C})\bar{X}_M + (\beta'_{2M} - \beta'_{2C})\bar{Z}_M + (\beta'_{3M} - \beta'_{3C})\bar{S}_M] \quad (1)$$

O primeiro termo entre colchetes no lado direito da equação (1) representa o componente explicado da decomposição e mostra o quanto do diferencial de desempenho pode ser atribuído às melhores dotações, na média, de insumos educacionais por parte de alunos, de professores ou de escolas militares, mantendo-se os parâmetros das escolas civis como grupo de referência.

O segundo termo do lado direito, por sua vez, representa o componente não explicado do diferencial de desempenho, demonstrando que, na média, os insumos educacionais são convertidos em desempenho escolar com mais eficiência em colégios militares, ou seja, os parâmetros calculados na função de produção educacional são maiores no caso dos colégios militares.

Ademais, como demonstra a equação (1), o valor do total dos componentes explicados e não explicados na decomposição são calculados como a soma de cada um dos conjuntos de variáveis que compõem a função de produção educacional. Dessa forma, torna-se possível realizar a decomposição detalhada da contribuição individual das características dos alunos, dos professores e das escolas para o diferencial médio de rendimento dos estudantes.

No entanto, o trabalho não se limita à análise do diferencial médio dos resultados, realizando também avaliações equivalentes para cada décimo da distribuição das notas, utilizando, para tanto, o método de decomposição das regressões quantílicas incondicionais (*unconditional quantile regressions* – UQR), proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2009). Os autores mostram que, considerando-se a hipótese de aproximação linear, a decomposição de Oaxaca-Blinder detalhada pode prontamente ser estendida para a análise quantílica, utilizando-se os parâmetros obtidos nas regressões quantílicas incondicionais (Firpo, Fortin e Lemieux, 2018).

Cabe ressaltar que o método de decomposição quantílica se destaca como ferramenta de análise na comparação de diferentes formas de organização escolar. No Brasil, o método vem sendo utilizado, por exemplo, no contexto das escolas públicas e privadas (Feijó e França, 2021; Sobreira *et al.*, 2019); escolas profissionalizantes e privadas (Arraes e Mariano, 2019); e rurais e urbanas (Rodrigues *et al.*, 2020).

Uma importante questão a ser levantada é o possível viés de seleção existente nos colégios militares. Alunos – ou pais de alunos – que defendam ideias semelhantes àquelas que regem os colégios militares podem, de forma não aleatória, matricular-se nesse tipo de instituição, ao mesmo tempo em que alunos matriculados nesses colégios que não consigam se adequar às suas normas tenham maior probabilidade de transferência para outras escolas públicas (Santos, 2016).

Apesar de reconhecer o potencial viés existente, o trabalho não apresenta nenhuma técnica para corrigir o possível problema. Como afirmam Arellano e Bonhomme (2017a), embora o campo de estudo do viés de seleção seja bastante reconhecido e prolífico para o caso de regressões lineares para a média, pouco se sabe sobre seus efeitos em modelos não lineares ou quantílicos, cujos estudos são incipientes e, portanto, escassos, de forma que inexiste na literatura uma técnica de correção amplamente aceita e difundida.

Um método recente foi proposto por Arellano e Bonhomme (2017b), mas não foi viável sua incorporação ao trabalho, pois ele depende da identificação de uma variável de exclusão, que afete a probabilidade de participação nos colégios militares, mas que não influencie diretamente a nota dos alunos.

Uma última ressalva a ser apontada é a provável existência de variáveis omitidas nos modelos estimados, especialmente relacionadas à capacidade cognitiva não observável e inata dos alunos. A consequência desse viés seria a superestimação do componente não explicado do diferencial de desempenho e, desse modo, dos potenciais efeitos positivos atribuíveis aos colégios militares.

Para minimizar o viés, adotou-se o procedimento padrão dos exercícios de decomposição do desempenho escolar, ao se incluir uma série de variáveis relacionadas ao *background* socioeconômico e às características pessoais do aluno nos modelos,

uma vez que se admite que sejam correlacionadas com a variável não observável (Amini e Nivorozhkin, 2015; Ammermueller, 2007). Nesse sentido, quanto maior for essa correlação, maior será a “contaminação” dos coeficientes dessas variáveis e, portanto, menor a influência da variável omitida no componente não explicado, possibilitando a obtenção mais precisa dos resultados (Lounkaew, 2013).

Entre as variáveis incluídas que atendem a essa finalidade, estão aquelas que demonstram a existência de bens materiais duráveis no domicílio do aluno, representando uma *proxy* para a renda familiar, não informada no questionário do Saeb; os hábitos de estudo do aluno; o nível educacional; e o incentivo de seus pais; além de uma variável binária, indicando se, na escola do aluno, adota-se a realização de provas como critério de oferta de vagas.

A descrição das variáveis selecionadas para compor a função de produção educacional de colégios civis e militares está detalhada no apêndice B. Buscou-se, na medida do possível, adotar um amplo conjunto de características associadas aos alunos, aos professores e às escolas que pudessem influenciar o desempenho acadêmico dos estudantes.

4 RESULTADOS

4.1 Análise preliminar dos dados

O desempenho dos alunos provenientes dos colégios militares no exame do Saeb 2017 se mostrou superior tanto para o ensino fundamental quanto para o ensino médio, em ambas as disciplinas avaliadas, sendo todas as diferenças médias estatisticamente significativas ao nível de 1%.

Para os exames do ensino fundamental, a diferença média foi de aproximadamente 32,1 pontos na avaliação de língua portuguesa e 41,1 pontos na avaliação de matemática, conforme estatística descritiva das variáveis, contida no apêndice C. No caso do ensino médio, o diferencial foi de 36,1 pontos (língua portuguesa) e 51,8 pontos (matemática).

Além da média superior, pode-se observar, no gráfico 1, o melhor resultado dos colégios militares em relação ao dos colégios civis também ao longo de toda a distribuição de notas, que apresentam uma menor proporção de alunos com notas mais baixas e uma maior com notas mais altas, evidenciando o potencial para avaliar esse diferencial ao longo da distribuição das notas.

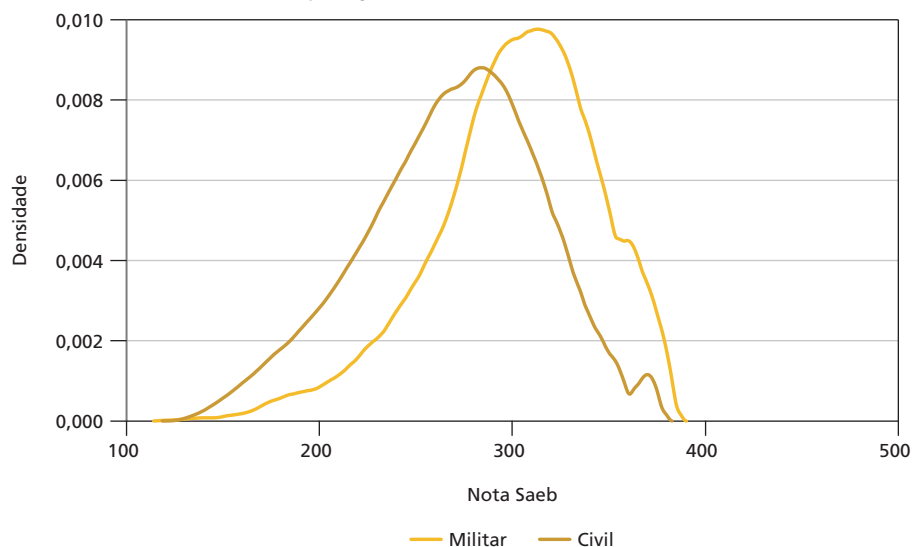
No entanto, o perfil dos alunos e a estrutura dos colégios militares também se diferenciam significativamente dos colégios civis em diferentes aspectos. Em relação aos estudantes, por exemplo, uma maior proporção de alunos de colégios militares afirma possuir, em seu domicílio, dois carros ou mais, e dois computadores ou mais. A quantidade de alunos que lê livros com frequência, faz o dever de casa sempre ou quase sempre e nunca reprovou também é superior.

Quanto aos professores, embora a diferença em relação à experiência e à carga horária não seja, em geral, muito grande e estatisticamente significativa, a proporção de professores com titulação de mestre ou de doutor é superior nas escolas militares. Além disso, os professores dos colégios militares são frequentemente mais bem remunerados do que seus pares.

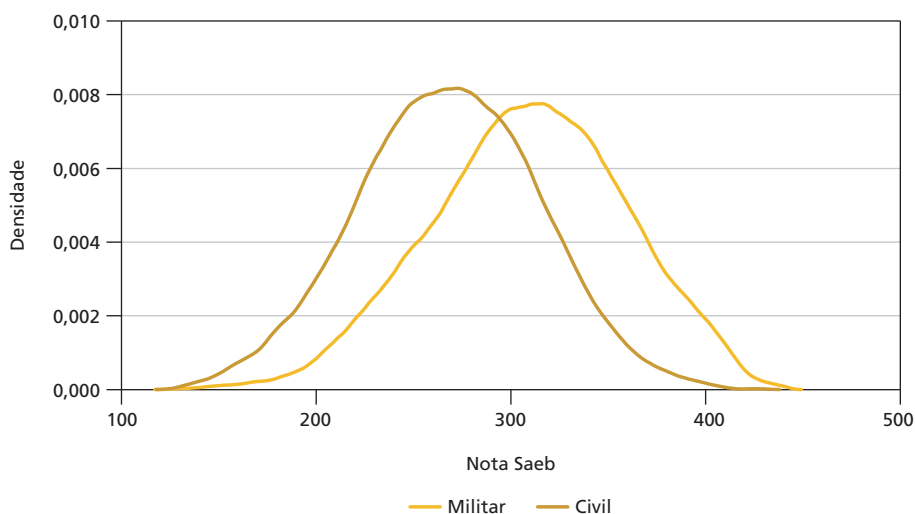
GRÁFICO 1

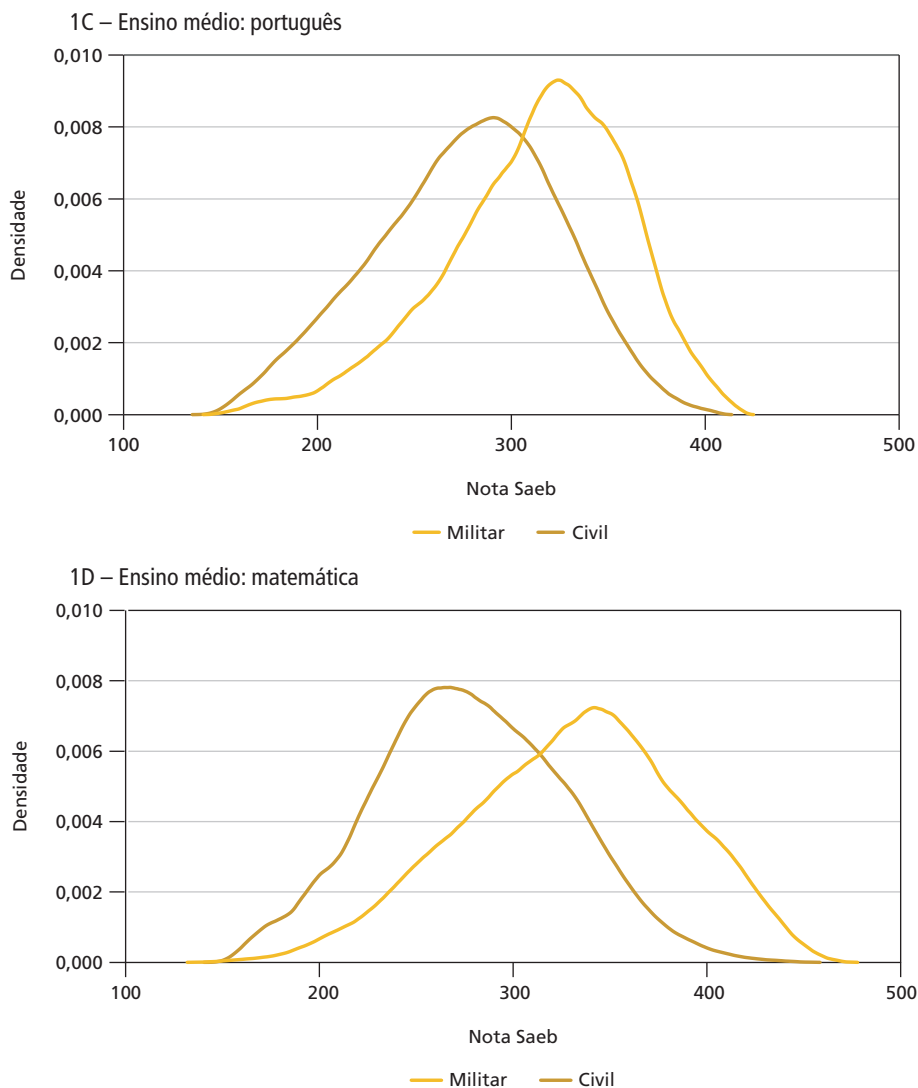
Distribuição do desempenho no Saeb 2017: colégios civis e militares, língua portuguesa e matemática, ensino fundamental e ensino médio

1A – Ensino fundamental: português



1B – Ensino fundamental: matemática





Fonte: Inep (2018a).
Elaboração dos autores.

Os colégios militares, em geral, têm Indicador de Nível Socioeconômico (Inse) mais elevado e maior tendência a ter salas de aula, bibliotecas, quadra de esportes e laboratório de informática em boas condições. Esses colégios também ofertam a seus alunos, com maior frequência, atividades artísticas e esportivas. Por outro lado, uma característica favorável às escolas civis que merece destaque é a maior experiência média na área de educação dos diretores dessas escolas.

Portanto, para ser possível avaliar o diferencial de desempenho, após o controle das demais variáveis que pudessem influenciar as notas, foram estimadas diversas funções de produção educacional que contêm uma variável binária indicando se o aluno estudava em um colégio militar e o conjunto de covariadas descritas no apêndice B como controle. Além da regressão linear padrão (OLS), também se empregou o modelo de regressões quantílicas incondicionais (UQR-OLS), estimadas no segundo, no quinto e no oitavo décimo. Os resultados são apresentados na tabela 1, com erros-padrão robustos ajustados para os *clusters* das escolas.

TABELA 1

Função de produção educacional, ensino fundamental e ensino médio, colégios civis e militares: modelos OLS e UQR-OLS, Saeb 2017

9º ano do ensino fundamental							
		Língua portuguesa			Matemática		
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Média	Parâmetro	32,1019***	22,6018***	20,7322***	41,1267***	31,6290***	29,0398***
	EP	2,3916	1,8959	2,0268	3,4024	2,8298	2,7020
	R ²	0,0091	0,1872	0,1934	0,0149	0,2100	0,2177
Q20	Parâmetro	26,5988***	16,9308***	15,6859***	23,9644***	15,9671***	14,4400***
	EP	1,9286	1,5731	1,9056	1,5333	1,2327	1,4635
	R ²	0,0022	0,1051	0,1082	0,0025	0,1000	0,1041
Q50	Parâmetro	33,7766***	23,0746***	21,7165***	36,6205***	26,4253***	24,4780***
	EP	2,3572	1,8611	2,1548	2,6737	2,2250	2,3903
	R ²	0,0061	0,1333	0,1375	0,0069	0,1454	0,1504
Q80	Parâmetro	38,2463***	28,3908***	24,6914***	51,8826***	41,4774***	37,7062***
	EP	3,2717	2,7224	2,9131	4,5602	4,0013	4,0177
	R ²	0,0083	0,0923	0,0955	0,0125	0,1157	0,1198
3º ano do ensino médio							
		Língua portuguesa			Matemática		
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Média	Parâmetro	36,0597***	25,9258***	17,6990***	51,7972***	39,3464***	29,6993***
	EP	4,4131	3,3484	2,3305	5,4365	4,2456	3,1047
	R ²	0,0064	0,1761	0,1907	0,0150	0,2081	0,2239
Q20	Parâmetro	27,9459***	18,3964***	15,7713***	25,2901***	16,0553***	13,4343***
	EP	2,3563	1,7628	2,0725	1,5911	1,2584	1,5450
	R ²	0,0014	0,0874	0,0908	0,0019	0,0815	0,0852
Q50	Parâmetro	35,2601***	23,8654***	16,9414***	42,6745***	29,0759***	22,7748***
	EP	3,8978	2,6890	2,2510	3,0450	2,1091	2,3410
	R ²	0,0036	0,1273	0,1357	0,0059	0,1422	0,1495
Q80	Parâmetro	47,4488***	35,7824***	21,8278***	71,9252***	56,6137***	41,2373***
	EP	6,2397	4,8850	3,4954	6,7512	5,2613	4,5998
	R ²	0,0066	0,0995	0,1146	0,0128	0,1307	0,1440
Variáveis pessoais		Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Variáveis escola		Não	Não	Sim	Não	Não	Sim

Fonte: Inep (2018a).

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** $p < 0,01$.

Para cada exame, foram consideradas três especificações, diferenciadas entre si em relação às variáveis de controle empregadas. A especificação (1) contém apenas a variável binária para os colégios militares e o intercepto, de modo que, para os resultados da média, obtêm-se os mesmos valores do diferencial apresentados anteriormente. A especificação (2) inclui também o conjunto de variáveis que considera as características pessoais e o *background* familiar dos alunos. A especificação (3), por sua vez, refere-se ao modelo completo, que inclui também as características dos professores, dos diretores e das escolas.

Observa-se que a inclusão das variáveis reduz o efeito estimado dos colégios militares sobre o desempenho dos alunos em todas as provas, mostrando que, ao menos em parte, essa disparidade no rendimento dos estudantes se deve à diferença de características existente entre as organizações de ensino. Não obstante, o parâmetro estimado dos colégios militares é estatisticamente significativo ($p < 0,01$) em todas as especificações.

No entanto, esses resultados supõem funções de produção educacional idênticas entre colégios civis e militares, de tal forma que a única diferença entre elas seja o deslocamento do intercepto provocado pela inclusão da variável binária, mantendo inalterado o retorno marginal de todos os demais parâmetros do modelo. Uma hipótese mais plausível a ser considerada é a de que colégios civis e militares apresentam funções de produção distintas e, portanto, geram diferentes retornos marginais aos insumos educacionais.

Essa hipótese é ainda reforçada após a utilização dos testes de Chow para quebras estruturais. Os testes foram aplicados em todas as amostras da pesquisa, tanto para o modelo OLS quanto para os modelos UQR-OLS, adotando-se as especificações (3) descritas anteriormente. Todos os testes realizados rejeitam a hipótese H_0 de ausência de quebra estrutural ao nível de significância de 1%, o que indica haver diferenças nos coeficientes das funções de produção educacional civil e militar. Levando em conta essas diferenças, adota-se, no restante do estudo, a decomposição de Oaxaca-Blinder.

4.2 Decomposição quantílica

A decomposição das notas revela dois fatos em relação à disciplina avaliada e ao nível de ensino considerado: uma maior proporção do diferencial de notas existente se deve a fatores explicados nos exames de língua portuguesa (LP) em comparação com os exames de matemática (MT), bem como é proporcionalmente maior o componente explicado nas avaliações do ensino médio (EM) em relação ao ensino fundamental (EF). Em ambos os casos, esse padrão é especialmente acentuado nos décimos mais altos de desempenho. O resultado completo das decomposições é apresentado ao final do estudo, no apêndice D.

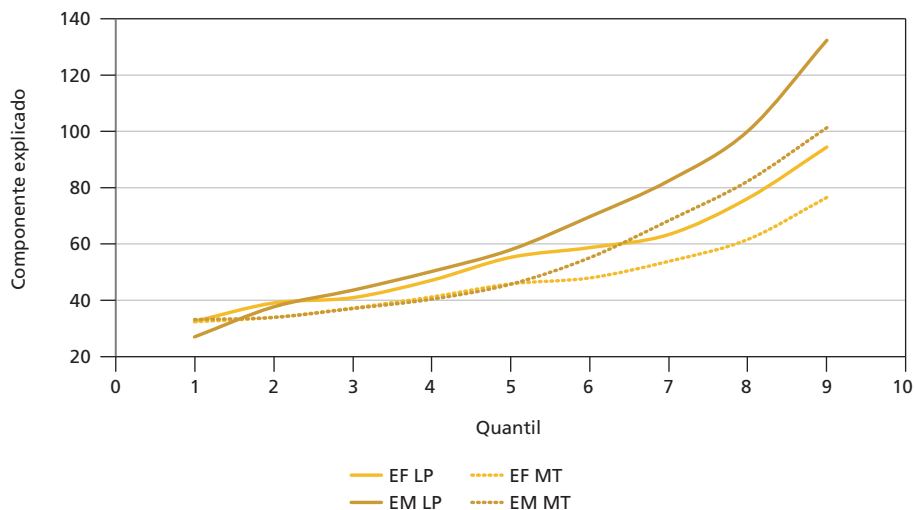
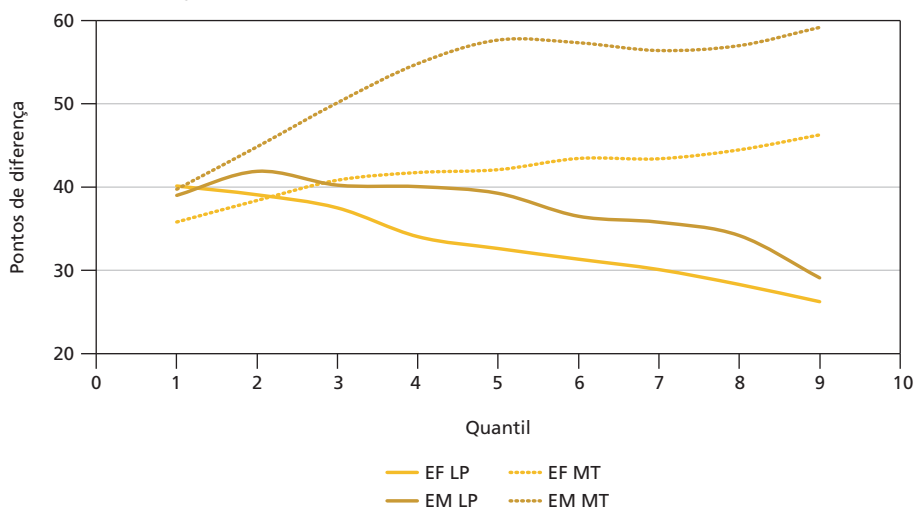
Na decomposição da média, o percentual do desempenho devido a fatores explicados na avaliação do nono ano do ensino fundamental é de 55,29% para a prova de língua portuguesa e de 52,03% na prova de matemática. Na avaliação do terceiro ano do ensino médio, essa proporção é de 67,77% e 66,52% nas provas de língua portuguesa e de matemática, respectivamente. Nesse ponto, os resultados do estudo vão na mesma direção dos encontrados por Benevides e Soares (2020), que consideram somente o caso dos colégios militares cearenses.

No caso das decomposições quantílicas, cujos resultados são apresentados no gráfico 2A, observa-se um padrão semelhante em todos os exames, que evidencia o crescimento da proporção do diferencial atribuível a fatores explicados. Enquanto, no primeiro décimo, apenas 26,98% (EM LP) a 33,20% (EM MT) da diferença de notas são explicados pelo diferencial das características observáveis entre escolas civis e militares; no quinto décimo, essa proporção alcança entre 45,74% (EM MT) e 57,93% (EM LP). A partir do sétimo décimo, a proporção relativa do componente explicado ultrapassa 50% nas quatro provas.

No nono décimo, as diferentes dotações nos insumos educacionais passam a ser o fator preponderante, principalmente nos exames do ensino médio. Deve-se destacar que o crescimento do componente explicado ao longo da distribuição das notas é um fenômeno particularmente marcante nos exames de matemática, tendo em vista que o diferencial das notas entre as duas categorias é crescente nessa disciplina, como fica explícito no gráfico 2B. Nos exames de língua portuguesa, por sua vez, a diferença de notas se reduz entre os melhores alunos, o que pode contribuir para esclarecer a maior proporção do componente explicado nesse caso.

No exame de língua portuguesa do ensino médio, o componente explicado chega a corresponder a 132% do diferencial de desempenho observado, sendo, no entanto, contrabalanceado com o componente não explicado negativo. Em outras palavras, o resultado sugere que a função de produção educacional dos colégios civis no ensino médio é, de fato, mais eficiente que a dos colégios militares em converter insumos educacionais em desempenho escolar em língua portuguesa entre seus melhores alunos, mas ainda assim o desempenho dos colégios militares é superior, devido à melhor qualidade de seus insumos.

GRÁFICO 2

Componente explicado da decomposição quantílica das notas dos colégios militares e civis no Saeb 2017**2A – Componente explicado (%)****2B – Diferença de notas militar-civil**

Fonte: Inep (2018a).
Elaboração dos autores.

De forma similar, no exame do ensino médio de matemática, a proporção explicada alcança 101%, correspondendo, portanto, à totalidade do diferencial de notas existente. Mesmo nos exames do ensino fundamental, a proporção explicada é bastante expressiva: 94,46% no exame de língua portuguesa e 76,56%

em matemática. Neste último caso, no entanto, a parcela não explicada ainda se mantém estatisticamente significativa ao nível de 5%, sugerindo um diferencial positivo em favor dos colégios militares.

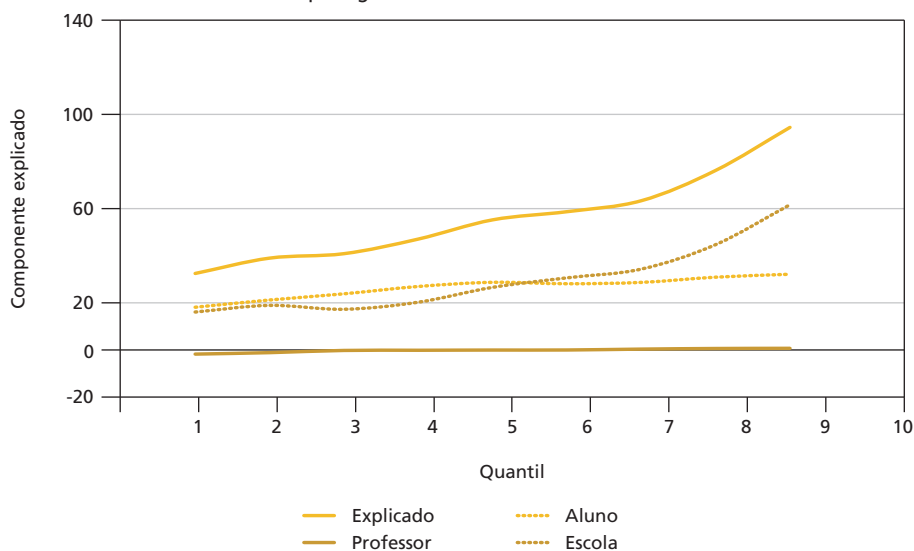
A decomposição detalhada do componente explicado é apresentada no gráfico 3. Em todos os exames, surge novamente um padrão similar. As diferenças existentes entre as características observáveis dos professores dos colégios civis e militares pouco contribuem para explicar o diferencial de desempenho de seus alunos ao longo de toda a distribuição, independentemente da prova considerada.

GRÁFICO 3

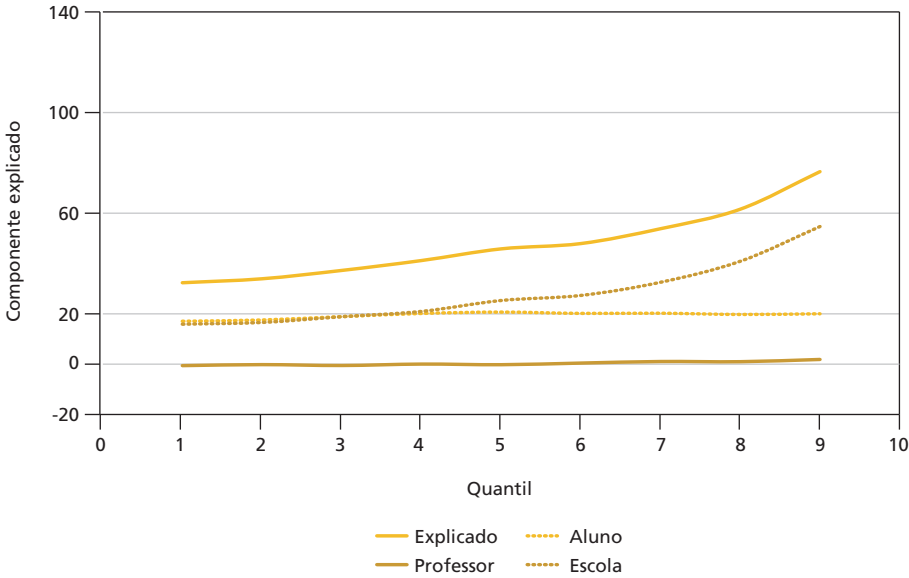
Decomposição detalhada do componente explicado do diferencial quantílico de desempenho no Saeb 2017: colégios militares e civis

(Em %)

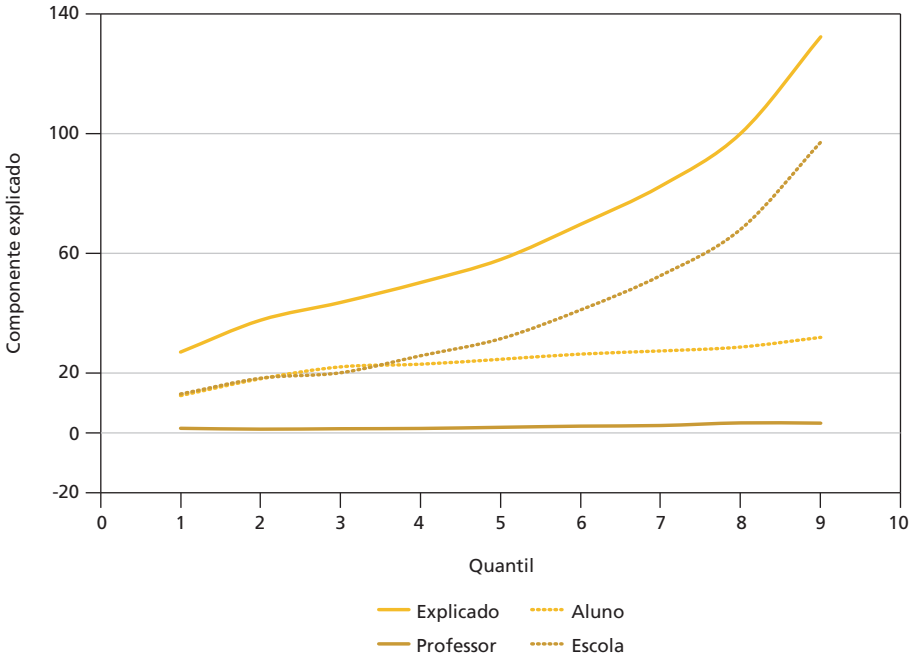
3A – Ensino fundamental: português

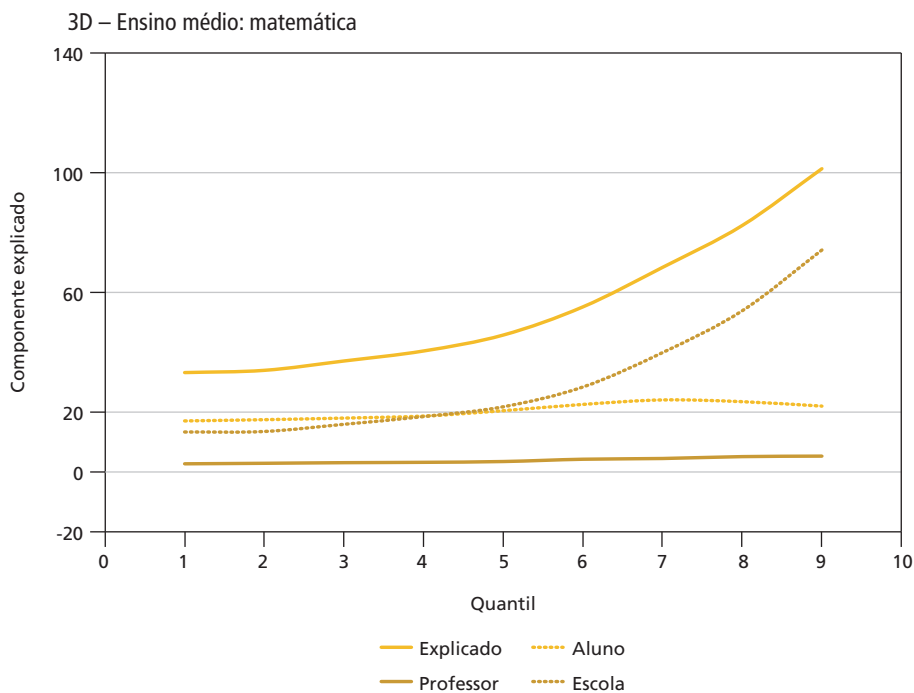


3B – Ensino fundamental: matemática



3C – Ensino médio: português





Fonte: Inep (2018a).
Elaboração dos autores.

A proporção da nota atribuível às diferenças na qualidade dos professores oscila sempre próxima de zero, atingindo, no máximo, 5,25%. Apesar de pequeno, esse componente é estatisticamente significativo ao nível mínimo de 10% em todas as decomposições do exame de matemática no ensino médio e, também, a partir do sexto décimo na prova de língua portuguesa do ensino médio.

Já a parcela do diferencial de desempenho atribuída às diferentes características dos estudantes também se mostra, em linhas gerais, estável para as provas de matemática, oscilando próximo de 20%, enquanto apresenta uma tendência crescente nos exames de língua portuguesa, correspondendo a mais de 30% do diferencial entre os melhores alunos. De toda forma, é uma parcela estatisticamente significativa ao nível de 1% ao longo de toda a distribuição de notas nas quatro provas avaliadas, contribuindo, assim, para explicar o diferencial de desempenho dos alunos.

O fator predominante do componente explicado do diferencial das notas, no entanto, são as diferentes características observadas na estrutura das escolas, como o estado de conservação das salas de aulas e da biblioteca, e a oferta de atividades esportivas e culturais. Levando-se em conta a maior estabilidade da proporção dos demais componentes, o diferencial dessas escolas determina, em grande medida, a dimensão do componente explicado.

Esse diferencial é especialmente importante nos décimos superiores. No nono décimo, por exemplo, essas diferenças, isoladamente, são capazes de explicar mais de 50% da lacuna das notas em todas as provas avaliadas. No caso mais extremo, do exame de língua portuguesa no ensino médio, a melhor condição das escolas militares corresponde, individualmente, por 97,21% da diferença observada nas notas.

Portanto, esses resultados sugerem que, para um número elevado de estudantes, um melhor desempenho escolar pode ser obtido com ampliação e melhorias na estrutura das escolas no país, bem como por melhores condições socioeconômicas dos alunos, tendo em vista que uma parcela expressiva do diferencial de desempenho dos colégios militares pode ser atribuída a fatores explicados, principalmente entre alunos do ensino médio e nos décimos superiores das notas.

Por outro lado, entre o resultado médio, especialmente entre as menores notas, o componente não explicado da decomposição é bastante expressivo. Nos três primeiros décimos, por exemplo, o componente explicado corresponde, aproximadamente, a 30% até 40% da diferença existente. Portanto, nesses casos, mais de 60% do diferencial deve-se aos maiores retornos da função de produção educacional dos colégios militares em comparação com colégios civis, sugerindo a existência de um efeito positivo da administração militar sobre os alunos de menor desempenho acadêmico, ainda que parte desse efeito possa estar superestimado, devido aos potenciais vieses discutidos anteriormente.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou compreender o diferencial de notas existente nas avaliações de ensino entre os colégios militares e os demais colégios públicos. Para tanto, foi utilizada a técnica da decomposição quantílica de Oaxaca-Blinder para as provas de língua portuguesa e de matemática no ensino fundamental e no ensino médio do Saeb 2017.

Os resultados evidenciam que, no debate da militarização do ensino básico, tanto o lado favorável quanto o lado contrário à proposta têm sua parcela de razão. Na média, foi possível explicar o diferencial das notas em aproximadamente 50%, no caso do ensino fundamental, e 65% no do ensino médio, devido a diferenças observáveis das características existentes nos colégios, nos alunos e, em menor medida, nos professores.

No entanto, o resultado não é homogêneo ao longo da distribuição das notas. Entre os alunos com as melhores notas (oitavo e nono décimos), a totalidade, ou a quase totalidade, do diferencial pode ser atribuída às características observáveis e, portanto, para essa parcela de alunos, não haveria sentido a instalação de colégios militares. A convergência das notas civil e militar seria possível a partir de melhorias na estrutura de escolas civis já existentes e na condição socioeconômica dos alunos.

Por outro lado, entre os alunos com desempenho inferior (até o terceiro décimo), pode-se verificar a ocorrência de um “efeito colégio militar”, que corresponde a 60% até 70% do diferencial das notas, que, de outra forma, não podem ser explicadas pelas diferenças na qualidade dos insumos educacionais dos colégios civis e militares. Esse grupo de alunos, portanto, poderia se beneficiar, ao menos em parte, do diferencial não explicado oferecido pelos colégios militares, em que pese a possível superestimação desses benefícios, devido aos possíveis vieses de seleção e de variáveis omitidas.

Dessa forma, o Programa Nacional das Escolas Cívico-Militares acertou ao estabelecer os critérios de seleção de escolas, visto que o programa foi implementado em escolas com desempenho abaixo da média estadual no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica e cujos alunos estavam em situação de vulnerabilidade social. É justamente esse o perfil de alunos e escolas que mais têm a ganhar com o programa.

Entretanto, deve-se destacar que, ainda que o Pecim conseguisse cumprir integralmente seu objetivo de implantar 216 escolas cívico-militares até 2023, o alcance do programa seria pequeno em termos de escolas e de alunos beneficiados. Considerando-se, por exemplo, a existência de 12.511 escolas públicas com indicador de nível socioeconômico nas duas categorias mais baixas, de acordo com os dados do Saeb de 2017 (Inep, 2018a), o programa seria capaz de beneficiar somente 1,73% dessas escolas.

Além disso, a capacidade dos colégios militares de promover melhores resultados acadêmicos aos alunos de baixo desempenho pode ainda não se concretizar dentro de todo o seu potencial. Caso o viés de seleção dessas instituições seja muito acentuado, uma parcela significativa dos alunos de escolas recém-militarizadas poderia migrar para outros colégios tradicionais, dando lugar a um novo padrão de alunos, já previamente motivados e disciplinados, fazendo com que a contribuição das escolas em seu desempenho seja menor.

Considerando-se a escassez de estudos na área, a avaliação dos colégios militares continua sendo um campo de estudos profícuo. Trabalhos futuros podem explorar as lacunas que tenham ficado. Com a finalização do Pecim, será possível avaliar a efetividade do programa em cumprir seus objetivos e verificar se as novas escolas implantadas se aproximam ou se distanciam dos colégios militares já previamente instalados. Ademais, cabe ainda a comparação de desempenho dos colégios militares com o dos colégios privados, que ficaram de fora do escopo do presente estudo.

REFERÊNCIAS

- AMINI, C.; NIVOROZHKIN, E. The urban-rural divide in educational outcomes: evidence from Russia. **International Journal of Educational Development**, v. 44, p. 118-133, 2015.
- AMMERMUELLER, A. Pisa: what makes the difference? **Empirical Economics**, v. 33, n. 2, p. 263-287, set. 2007.
- ARELLANO, M.; BONHOMME, S. Sample selection in quantile regression: a survey. In: KOENKER, R. *et al.* (Ed.). **Handbook of quantile regression**. Nova York: CRC Press, 2017a. p. 209-224.
- ARELLANO, M.; BONHOMME, S. Quantile selection models with an application to understanding changes in wage inequality. **Econometrica**, v. 85, n. 1, p. 1-28, jan. 2017b.
- ARRAES, R. A.; MARIANO, F. Z. Decomposição quantílica incondicional dos diferenciais de desempenho entre alunos de escolas privadas e públicas profissionalizantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 49, n. 3, p. 29-80, dez. 2019.
- BELLE, H. B. de M. **Escola de civismo e cidadania: ethos** do colégio Beta da Polícia Militar de Goiás. 2011. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica de Goiás, Goiânia, 2011.
- BENEVIDES, A. de A.; SOARES, R. B. Diferencial de desempenho de alunos das escolas militares: o caso das escolas públicas do Ceará. **Nova Economia**, v. 30, n. 1, p. 317-343, 2020.
- BERKOWITZ, R. *et al.* Compensating, mediating, and moderating effects of school climate on academic achievement gaps in Israel. **Teachers College Record**, v. 117, n. 7, p. 1-34, jul. 2015.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BOMFIM, A. P. *et al.* Influência da administração militar nas escolas públicas de ensino básico. **Revista Multidisciplinar e de Psicologia**, v. 11, n. 37, p. 484-499, 2017.
- BRASIL. Decreto nº 9.465, de 2 de janeiro de 2019. Aprova a estrutura regimental e o quadro demonstrativo dos cargos em comissão e das funções de confiança do Ministério da Educação, remaneja cargos em comissão e funções de confiança e transforma cargos em comissão do Grupo-Direção e Assessoramento Superiores (DAS) e Funções Comissionadas do Poder Executivo (FCPE). **Diário Oficial da União**, Brasília, p. 64, 2 jan. 2019a. Seção 1.

BRASIL. Decreto nº 10.004, de 5 de setembro de 2019. Institui o Programa Nacional das Escolas Cívico-Militares. **Diário Oficial da União**, Brasília, p. 1, 6 set. 2019b. Seção 1.

BRASIL. Portaria MEC nº 2.015, de 20 de novembro de 2019. Regulamenta a implantação do Programa Nacional das Escolas Cívico-Militares (Pecim) em 2020, para consolidar o modelo de Escola Cívico-Militar (Ecm) nos estados, nos municípios e no Distrito Federal. **Diário Oficial da União**, Brasília, 21 nov. 2019c.

CAMPOREZ, P. Número de escolas públicas “militarizadas” no país cresce sob o pretexto de enquadrar os alunos. **Época**, 23 jul. 2018. Disponível em: <https://oglobo.globo.com/epoca/numero-de-escolas-publicas-militarizadas-no-pais-cresce-sob-pretexto-de-enquadrar-os-alunos-22904768>. Acesso em: 16 set. 2019.

CASTRO, R. T. M. de; GOMES, C. A. dos S.; GUIMARÃES JÚNIOR, E. S. O desempenho dos colégios militares no sistema público de ensino. **Revista Estudo e Debate**, v. 25, n. 1, p. 261-283, 2018.

FEIJÓ, J. R.; FRANÇA, J. M. S. de. Diferencial de desempenho entre jovens das escolas públicas e privadas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 51, n. 2, p. 373-408, abr.-jun. 2021.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regression. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, maio 2009.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. **Econometrics**, v. 6, n. 2, p. 1-40, 2018.

FREIRE, F. F. Estabelecidos e *outsiders* no Colégio Militar do Rio de Janeiro. In: REUNIÃO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM EDUCAÇÃO, 29., 2006, Caxambu, Minas Gerais. **Anais... ANPEd**, 2006.

HAGUETTE, A.; PESSOA, M. K. M.; VIDAL, E. M. Dez escolas, dois padrões de qualidade: uma pesquisa em dez escolas públicas de ensino médio do estado do Ceará. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 92, p. 609-636, jul.-set. 2016.

HAJJAR, R. M. The public military high school: a powerful educational possibility. **Armed Forces and Society**, v. 32, n. 1, p. 44-62, 2005.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2017**. Brasília: Inep, 2018a.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados do Censo da Educação Básica 2017**. Brasília: Inep, 2018b.

LOUNKAEW, K. Explaining urban-rural differences in educational achievement in Thailand: evidence from Pisa literacy data. **Economics of Education Review**, v. 37, p. 213-225, 2013.

MAXWELL, S. *et al.* The impact of school climate and school identification on academic achievement: multilevel modeling with student and teacher data. **Frontiers in Psychology**, v. 8, p. 1-21, dez. 2017.

NUNES, B. T.; LIMA, F. V. de O. Custo-aluno no ensino fundamental e médio no Distrito Federal: uma análise comparativa entre o Colégio Militar de Brasília e escolas da rede pública de ensino. In: CUNHA, C. da; JESUS, W. F. de; GUIMARÃES-IOSIF, R. (Org.). **A educação em novas arenas**: políticas, pesquisas e perspectivas. Brasília: Liber Livro, 2014. p. 305-320.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, out. 1973.

OECD – ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Results from Pisa 2018**: country note – Brazil. Paris: OECD, 2019.

PARO, T. P.; FERREIRA, R. dos R. As escolas militarizadas combatem a violência escolar? Uma análise sobre o conceito de violência sob a perspectiva de Pierre Bourdieu, Michel Foucault e Theodor Adorno. **Cadernos de Educação**: ensino e sociedade, v. 4, n. 1, p. 65-87, 2017.

PEMA, E.; MEHAY, S. The effect of high school JROTC on student achievement, educational attainment, and enlistment. **Southern Economic Journal**, v. 76, n. 2, p. 533-552, out. 2009.

PEMA, E.; MEHAY, S. The impact of the high school Junior ROTC Program: does treatment timing and intensity matter? **Defence and Peace Economics**, v. 21, n. 3, p. 229-247, 2010.

PRICE, H. B. About face: a case for quasi-military public high schools. **Educational Leadership**, v. 65, p. 28-34, maio 2008.

RODRIGUES, L. de O. *et al.* A note on performance differences between urban and rural schools in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 74, n. 4, p. 494-507, out.-dez. 2020.

RIZZOTTO, J. S.; FRANÇA, M. T. A. Indiscipline: the school climate of Brazilian schools and the impact on student performance. **International Journal of Educational Development**, v. 94, p. 1-14, 2022.

ROSA, F. T. da. Pesquisas educacionais em colégios militares do Brasil: estado da arte. In: COLÓQUIO ENSINO MÉDIO, HISTÓRIA E CIDADANIA, 7., 2012, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais...** Florianópolis: Udesc, 2012.

SANTOS, R. J. da C. **A militarização da escola pública em Goiás**. 2016. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica de Goiás, Goiânia, 2016.

SILVA, A. B. e. **A geografia do espaço escolar: jovem-aluno, práticas espaciais e aprendizagem geográfica**. 2016. Tese (Doutorado) – Instituto de Estudos Socioambientais, Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 2016.

SILVA, S. F. Hierarquia e disciplina no colégio da Polícia Militar: estudo de caso do CPMG Dr. César Toledo. **Revista Brasileira de Estudos de Segurança Pública**, Goiânia, v. 2, n. 1, p. 15-30, jan.-jun. 2009.

SILVA, C. A.; ARAÚJO, E. R. **A militarização das escolas públicas: vantagens e desvantagens trazidas pela disciplina e hierarquia militar**. [S. l.]: Biblioteca Digital de Segurança Pública, maio 2018. Disponível em: <https://dspace.pm.go.gov.br/handle/123456789/992>.

SILVA, R. M. B.; ARAÚJO, E. R. **As escolas militares em Goiás e sua influência na educação dos alunos**. [S. l.]: Biblioteca Digital de Segurança Pública, 2018. Disponível em: <https://dspace.pm.go.gov.br/handle/123456789/1014>.

SOBREIRA, D. B. *et al.* Explicando as diferenças de desempenho educacional no Brasil entre estudantes de escolas privadas e públicas. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 47., 2019, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Anpec, 2019.

SOUZA, A. C. M. de *et al.* Motivação para aprender em adolescentes do ensino médio de uma escola pública militar. **Psico**, Porto Alegre, v. 50, n. 1, p. 1-8, 2019.

WANG, F.; LIU, Y.; LEUNG, S. O. Disciplinary climate, opportunity to learn, and mathematics achievement: an analysis using doubly latent multilevel structural equation modeling. **School Effectiveness and School Improvement**, v. 33, n. 3, p. 479-496, 2022.

YU, Z.; JIANG, X. How school climate affects student performance: a fuzzy set qualitative comparative analysis based on the perspective of education system. **Mathematical Problems in Engineering**, v. 2022, p. 1-9, 2022.

APÊNDICE A

IDENTIFICAÇÃO DOS COLÉGIOS MILITARES

TABELA A.1

Colégios militares identificados no país, segundo Unidade da Federação e dependência administrativa (2017)

Unidade da Federação	Estadual	Federal	Privado	Total
Rondônia	6	0	0	6
Amazonas	10	1	0	11
Roraima	3	0	0	3
Pará	1	2	0	3
Amapá	2	0	0	2
Tocantins	5 ¹	0	0	5
Maranhão	6	1	0	7
Piauí	1	0	0	1
Ceará	3	1	0	4
Paraíba	1	0	0	1
Pernambuco	2	1	0	3
Alagoas	2	0	0	2
Bahia	13	1	0	14
Minas Gerais	27	3	0	30
Rio de Janeiro	1	4	0	5
São Paulo	0	0	11	11
Paraná	1	1	0	2
Santa Catarina	2	0	0	2
Rio Grande do Sul	7	2	0	9
Mato Grosso do Sul	0	1	0	1
Mato Grosso	5	0	0	5
Goiás	32	0	0	32
Distrito Federal	2	1	0	3
Total	132	19	11	162

Fonte: Censo Escolar 2017 (Inep, 2018).
Elaboração dos autores.
Nota: ¹ Foi identificado um colégio municipal em Palmas, mantido em parceria com o Corpo de Bombeiros Militar do Estado do Tocantins, incluído na tabela como colégio estadual.

REFERÊNCIA

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados do Censo da Educação Básica 2017**. Brasília: Inep, 2018.

APÊNDICE B

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

QUADRO B.1

Descrição das variáveis que compõem a função de produção educacional

Variável	Descrição
Aluno	
Proficiencia	Proficiência do aluno na disciplina avaliada no Saeb 2017.
Aluno_Mulher	Variável binária indicando se o aluno se declara do sexo feminino ou masculino.
Aluno_Cor_Minoria	Variável binária indicando se o aluno se declara preto, pardo ou indígena.
Aluno_TV_0	Variáveis binárias indicando se, na casa do aluno, há 0, 1, ou 2 ou mais televisões em cores.
Aluno_TV_1	
Aluno_TV_2mais	
Aluno_Geladeira	Variável binária indicando se, na casa do aluno, há geladeira.
Aluno_Maquina	Variável binária indicando se, na casa do aluno, há máquina de lavar roupa.
Aluno_Carro_0	Variáveis binárias indicando se, na casa do aluno, há 0, 1, ou 2 ou mais carros.
Aluno_Carro_1	
Aluno_Carro_2mais	
Aluno_Computador_0	Variáveis binárias indicando se, na casa do aluno, há 0, 1, ou 2 ou mais computadores.
Aluno_Computador_1	
Aluno_Computador_2mais	
Aluno_Quarto_0	Variáveis binárias indicando se, na casa do aluno, há 0, 1 ou 2 ou mais quartos para dormir.
Aluno_Quarto_1	
Aluno_Quarto_2mais	
Aluno_Empregado	Variável binária indicando se, na casa do aluno, trabalha empregado(a) doméstico(a).
Aluno_Mora_Mae	Variável binária indicando se o aluno mora com sua mãe.
Aluno_Mae_Sem_Estudo	Variáveis binárias indicando o nível de escolaridade da mãe ou do responsável do aluno.
Aluno_Mae_FundI	
Aluno_Mae_FundII	
Aluno_Mae_Medio	
Aluno_Mae_Sup	
Aluno_Mora_Pai	Variável binária indicando se o aluno mora com seu pai.
Aluno_Pai_Sem_Estudo	Variáveis binárias indicando o nível de escolaridade do pai ou responsável do aluno.
Aluno_Pai_FundI	
Aluno_Pai_FundII	
Aluno_Pai_Medio	
Aluno_Pai_Sup	

(Continua)

(Continuação)

Variável	Descrição
Aluno	
Aluno_Incentivo_Pais	Variável binária indicando se os pais ou responsáveis do aluno o incentivam a estudar.
Aluno_Livros_Sempre	Variáveis binárias indicando se o aluno lê livros sempre ou quase sempre, de vez em quando ou nunca ou quase nunca.
Aluno_Livros_As_Vezes	
Aluno_Livros_Nunca	
Aluno_Trab_Domestico_0	Variáveis binárias indicando se o aluno passa 0 hora, até 2 horas ou mais de 2 horas diárias em trabalhos domésticos.
Aluno_Trab_Domestico_ate2	
Aluno_Trab_Domestico_2mais	
Aluno_Trab_Fora	Variável binária indicando se o aluno trabalha fora de casa.
Aluno_Creche_Pre	Variável binária indicando se o aluno frequentou creche ou pré-escola.
Aluno_Reprovou_0	Variáveis binárias indicando se o aluno já foi reprovado 0, 1, ou 2 ou mais vezes.
Aluno_Reprovou_1	
Aluno_Reprovou_2mais	
Aluno_Abandonou	Variável binária indicando se o aluno já abandonou os estudos.
Aluno_Gosta_Disciplina	Variável binária indicando se o aluno gosta da disciplina da prova.
Aluno_Faz_Deber	Variável binária indicando se o aluno faz o dever da disciplina sempre ou quase sempre.
Professor	
Prof_Mulher	Variável binária indicando se o professor se declara do sexo feminino ou masculino.
Prof_Cor_Minoria	Variável binária indicando se o professor se declara preto, pardo ou indígena.
Prof_Escolaridade_Espec	Variáveis binárias indicando se a titulação mais alta do professor é especialização, mestrado ou doutorado, ou se não cursou pós-graduação.
Prof_Escolaridade_Mestrado	
Prof_Remuneracao_Ate2	Variáveis binárias indicando se o salário bruto do professor é de até 2, 4, 7, 10, ou mais de 10 salários mínimos.
Prof_Remuneracao_Ate4	
Prof_Remuneracao_Ate7	
Prof_Remuneracao_Ate10	
Prof_Remuneracao_10mais	
Prof_Exp_Ate5	Variáveis binárias indicando se o professor tem até 5 anos, até 10 anos, até 15 anos, até 20 anos, ou mais de 20 anos de experiência.
Prof_Exp_Ate10	
Prof_Exp_Ate15	
Prof_Exp_Ate20	
Prof_Exp_20mais	
Prof_Numero_Escola_1	Variáveis binárias indicando se o professor trabalha em 1, 2, ou 3 ou mais escolas.
Prof_Numero_Escola_2	
Prof_Numero_Escola_3mais	
Prof_Carga_40mais	Variáveis binárias indicando se o professor tem carga horária semanal inferior a 20 horas, de até 40 horas, ou de mais de 40 horas.
Prof_Carga_Ate40	
Prof_Carga_Menos20	
Prof_Extraclasse_Terco	Variável binária indicando se o professor tem, ao menos, 1/3 da carga horária dedicada às atividades extraclasse.

(Continua)

(Continuação)

Variável	Descrição
Escola	
Esc_Profs_Estavel_ate25	Variáveis binárias indicando se a escola tem até 25%, até 50%, até 75%, até 90%, ou mais de 90% de seus professores com vínculo estável.
Esc_Profs_Estavel_ate50	
Esc_Profs_Estavel_ate75	
Esc_Profs_Estavel_ate90	
Esc_Profs_Estavel_mais90	
Esc_Alunos_Concurso	Variável binária indicando se a escola utiliza prova como critério de seleção de alunos.
Esc_Reforco	Variável binária indicando se há, na escola, alguma ação para o reforço escolar.
Esc_Atividade_Esporte	Variável binária indicando se a escola desenvolve frequentemente atividades extracurriculares em esporte.
Esc_Atividade_Artes	Variável binária indicando se a escola desenvolve frequentemente atividades extracurriculares em artes.
Esc_Insuf_Financeira	Variável binária indicando se a escola apresenta muita insuficiência de recursos financeiros.
Esc_Insuf_Prof	Variável binária indicando se a escola apresenta muita insuficiência de professores.
Esc_Insuf_Adm	Variável binária indicando se a escola apresenta muita insuficiência de pessoal administrativo.
Esc_Dir_Mulher	Variável binária indicando se o diretor da escola se declara do sexo feminino ou masculino.
Esc_Dir_Cor_Minoria	Variável binária indicando se o diretor da escola se declara preto, pardo ou indígena.
Esc_Dir_Escolaridade_Espec	Variáveis binárias indicando se a titulação mais alta do diretor da escola é especialização, mestrado ou doutorado, ou se não cursou pós-graduação.
Esc_Dir_Escolaridade_Mestrado	
Esc_Dir_Remuneracao_Ate2	Variáveis binárias indicando se o salário bruto do diretor da escola é de até 2, 4, 7, 10, ou mais de 10 salários mínimos.
Esc_Dir_Remuneracao_Ate4	
Esc_Dir_Remuneracao_Ate7	
Esc_Dir_Remuneracao_Ate10	
Esc_Dir_Remuneracao_10mais	
Esc_Dir_Exp_Ate5	Variáveis binárias indicando se o diretor da escola tem até 5 anos, até 10 anos, até 15 anos, até 20 anos, ou mais de 20 anos de experiência.
Esc_Dir_Exp_Ate10	
Esc_Dir_Exp_Ate15	
Esc_Dir_Exp_Ate20	
Esc_Dir_Exp_Mais20	
Esc_Federal	Variável binária indicando se a escola é de dependência administrativa federal.
Esc_Capital	Variável binária indicando se a escola está sediada na capital do estado.
Esc_Norte	Variáveis binárias indicando a localização da escola por região.
Esc_Nordeste	
Esc_Sudeste	
Esc_Sul	
Esc_Centro_Oeste	
Esc_Formacao_Docente	Variável binária indicando se a escola tem Adequação da Formação Docente.

(Continua)

(Continuação)

Variável	Descrição
Escola	
Esc_Inse_1_2	Variáveis binárias indicando se o Indicador de Nível Socioeconômico da escola é muito baixo ou baixo, médio baixo, médio, médio alto, alto, ou muito alto.
Esc_Inse_3	
Esc_Inse_4	
Esc_Inse_5	
Esc_Inse_6	
Esc_Sala_Bom	Variável binária indicando se a escola tem salas de aula em bom estado de conservação.
Esc_Biblio_Bom	Variável binária indicando se a escola tem biblioteca em boas condições de uso.
Esc_Quadra_Bom	Variável binária indicando se a escola tem quadra de esportes em boas condições de uso.
Esc_Lab_Bom	Variável binária indicando se a escola tem laboratório de informática em boas condições de uso.

Fonte: Inep (2018).
Elaboração dos autores.

REFERÊNCIA

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2017**. Brasília: Inep, 2018.

APÊNDICE C

CARACTERÍSTICAS DE ALUNOS, DE PROFESSORES E DE COLÉGIOS CIVIS E MILITARES

TABELA C.1

Características de alunos, de professores e de colégios civis e militares: ensino fundamental, amostra do Saeb 2017

C.1A – Aluno

Aluno	Ensino fundamental – língua portuguesa					Ensino fundamental – matemática				
	Civil (n = 163.411)		Militar (n = 3.248)		Diferença	Civil (n = 169.276)		Militar (n = 3.476)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Proficiência	268,769	46,309	300,871	42,618	-32,102***	267,572	46,909	308,699	49,781	-41,127***
Aluno_Mulher	0,535	0,499	0,525	0,499	0,009	0,535	0,499	0,535	0,499	-0,001
Aluno_Cor_Minoria	0,584	0,493	0,62	0,485	-0,036***	0,58	0,494	0,623	0,485	-0,043***
Aluno_TV_0	0,024	0,154	0,014	0,116	0,011***	0,024	0,154	0,014	0,116	0,011***
Aluno_TV_1	0,377	0,485	0,253	0,435	0,124***	0,376	0,484	0,257	0,437	0,119***
Aluno_TV_2mais	0,598	0,49	0,733	0,442	-0,135***	0,6	0,49	0,73	0,444	-0,130***
Aluno_Geladeira	0,994	0,08	0,996	0,061	-0,003*	0,994	0,078	0,997	0,051	-0,004***
Aluno_Maquina	0,862	0,345	0,932	0,252	-0,070***	0,864	0,343	0,942	0,235	-0,078***
Aluno_Carro_0	0,328	0,469	0,188	0,391	0,140***	0,323	0,468	0,164	0,37	0,159***
Aluno_Carro_1	0,482	0,5	0,531	0,499	-0,049***	0,484	0,5	0,541	0,498	-0,057***
Aluno_Carro_2mais	0,191	0,393	0,281	0,45	-0,090***	0,193	0,395	0,295	0,456	-0,102***
Aluno_Computador_0	0,309	0,462	0,122	0,327	0,187***	0,305	0,46	0,106	0,308	0,198***
Aluno_Computador_1	0,485	0,5	0,443	0,497	0,043***	0,488	0,5	0,431	0,495	0,057***
Aluno_Computador_2mais	0,206	0,404	0,435	0,496	-0,230***	0,208	0,406	0,463	0,499	-0,255***
Aluno_Quarto_0	0,003	0,057	0,001	0,03	0,002**	0,003	0,056	0,002	0,045	0,001
Aluno_Quarto_1	0,049	0,216	0,019	0,136	0,030***	0,048	0,214	0,017	0,13	0,031***
Aluno_Quarto_2mais	0,948	0,223	0,98	0,139	-0,033***	0,949	0,22	0,981	0,138	-0,032***
Aluno_Empregado	0,109	0,311	0,131	0,338	-0,023***	0,109	0,311	0,127	0,333	-0,018***
Aluno_Mora_Mae	0,937	0,243	0,955	0,207	-0,018***	0,938	0,241	0,961	0,195	-0,023***
Aluno_Mae_Sem_Estudo	0,118	0,323	0,02	0,141	0,098***	0,117	0,321	0,017	0,13	0,100***
Aluno_Mae_FundI	0,155	0,362	0,042	0,202	0,113***	0,155	0,362	0,039	0,193	0,116***
Aluno_Mae_FundII	0,178	0,383	0,089	0,285	0,089***	0,178	0,382	0,086	0,28	0,092***
Aluno_Mae_Medio	0,383	0,486	0,411	0,492	-0,028***	0,385	0,486	0,409	0,492	-0,025***
Aluno_Mae_Sup	0,165	0,371	0,437	0,496	-0,272***	0,166	0,372	0,449	0,497	-0,283***
Aluno_Mora_Pai	0,751	0,432	0,772	0,419	-0,021***	0,752	0,432	0,777	0,416	-0,024***
Aluno_Pai_Sem_Estudo	0,16	0,366	0,039	0,193	0,121***	0,159	0,365	0,031	0,174	0,127***
Aluno_Pai_FundI	0,179	0,384	0,06	0,238	0,119***	0,18	0,384	0,055	0,228	0,124***
Aluno_Pai_FundII	0,189	0,392	0,107	0,309	0,082***	0,19	0,392	0,1	0,301	0,089***
Aluno_Pai_Medio	0,346	0,476	0,387	0,487	-0,041***	0,347	0,476	0,38	0,486	-0,033***
Aluno_Pai_Sup	0,125	0,331	0,407	0,491	-0,282***	0,125	0,331	0,433	0,496	-0,308***
Aluno_Incentivo_Pais	0,991	0,097	0,994	0,078	-0,003*	0,991	0,097	0,996	0,066	-0,005***
Aluno_Livros_Sempre	0,276	0,447	0,355	0,479	-0,079***	0,275	0,447	0,358	0,48	-0,083***
Aluno_Livros_As_Vezes	0,56	0,496	0,526	0,499	0,034***	0,561	0,496	0,522	0,5	0,039***
Aluno_Livros_Nunca	0,164	0,37	0,119	0,324	0,045***	0,164	0,37	0,12	0,325	0,044***
Aluno_Trab_Domestico_0	0,115	0,319	0,118	0,323	-0,003	0,115	0,319	0,125	0,33	-0,010*

(Continua)

(Continuação)

Aluno	Ensino fundamental – língua portuguesa					Ensino fundamental – matemática				
	Civil (n = 163.411)		Militar (n = 3.248)		Diferença	Civil (n = 169.276)		Militar (n = 3.476)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Aluno_Trab_Domestico_ate2	0,7	0,458	0,745	0,436	-0,045***	0,701	0,458	0,738	0,44	-0,037***
Aluno_Trab_Domestico_2mais	0,185	0,388	0,137	0,344	0,048***	0,184	0,388	0,138	0,344	0,047***
Aluno_Trab_Fora	0,136	0,342	0,061	0,24	0,074***	0,137	0,343	0,06	0,238	0,076***
Aluno_Creche_Pre	0,86	0,347	0,905	0,294	-0,045***	0,861	0,346	0,896	0,305	-0,035***
Aluno_Reprovou_0	0,794	0,405	0,833	0,373	-0,039***	0,797	0,402	0,833	0,373	-0,035***
Aluno_Reprovou_1	0,15	0,357	0,132	0,338	0,018***	0,147	0,355	0,131	0,337	0,017***
Aluno_Reprovou_2mais	0,057	0,231	0,035	0,184	0,022***	0,055	0,228	0,036	0,187	0,019***
Aluno_Abandonou	0,038	0,192	0,018	0,135	0,020***	0,037	0,189	0,02	0,139	0,018***
Aluno_Gosta_Disciplina	0,757	0,429	0,691	0,462	0,066***	0,667	0,471	0,658	0,474	0,009
Aluno_Faz_Dever	0,609	0,488	0,739	0,439	-0,130***	0,603	0,489	0,693	0,461	-0,091***

C.1B – Professor

Professor	Ensino fundamental – língua portuguesa					Ensino fundamental – matemática				
	Civil (n = 13.776)		Militar (n = 186)		Diferença	Civil (n = 14.267)		Militar (n = 196)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Prof_Mulher	0,875	0,331	0,79	0,408	0,085***	0,629	0,483	0,408	0,493	0,221***
Prof_Cor_Minoria	0,409	0,492	0,565	0,497	-0,156***	0,403	0,491	0,582	0,495	-0,178***
Prof_Escolaridade_Espec	0,612	0,487	0,64	0,481	-0,028	0,565	0,496	0,612	0,488	-0,047
Prof_Escolaridade_Mestrado	0,057	0,231	0,156	0,364	-0,099***	0,051	0,22	0,189	0,392	-0,138***
Prof_Remuneracao_Ate2	0,148	0,355	0,081	0,273	0,067**	0,137	0,343	0,102	0,303	0,035
Prof_Remuneracao_Ate4	0,543	0,498	0,398	0,491	0,145***	0,533	0,499	0,291	0,455	0,242***
Prof_Remuneracao_Ate7	0,264	0,441	0,376	0,486	-0,112***	0,276	0,447	0,378	0,486	-0,101***
Prof_Remuneracao_Ate10	0,036	0,186	0,102	0,304	-0,066***	0,045	0,208	0,153	0,361	-0,108***
Prof_Remuneracao_10mais	0,01	0,097	0,043	0,203	-0,034***	0,009	0,094	0,077	0,267	-0,068***
Prof_Exp_Ate5	0,122	0,327	0,177	0,383	-0,056**	0,156	0,363	0,128	0,334	0,029
Prof_Exp_Ate10	0,193	0,394	0,124	0,33	0,069**	0,193	0,395	0,194	0,396	-0,001
Prof_Exp_Ate15	0,19	0,392	0,215	0,412	-0,025	0,184	0,387	0,168	0,375	0,016
Prof_Exp_Ate20	0,191	0,393	0,204	0,404	-0,013	0,181	0,385	0,245	0,431	-0,064**
Prof_Exp_20mais	0,305	0,46	0,28	0,45	0,025	0,285	0,452	0,265	0,443	0,02
Prof_Numero_Escola_1	0,629	0,483	0,661	0,475	-0,032	0,611	0,488	0,663	0,474	-0,052
Prof_Numero_Escola_2	0,308	0,462	0,263	0,442	0,044	0,324	0,468	0,311	0,464	0,013
Prof_Numero_Escola_3mais	0,063	0,244	0,075	0,265	-0,012	0,065	0,246	0,026	0,158	0,039**
Prof_Carga_40mais	0,281	0,449	0,398	0,491	-0,117***	0,308	0,462	0,306	0,462	0,002
Prof_Carga_Ate40	0,693	0,461	0,565	0,497	0,128***	0,669	0,47	0,653	0,477	0,016
Prof_Carga_Menos20	0,026	0,16	0,038	0,191	-0,011	0,023	0,149	0,041	0,198	-0,018*
Prof_Extraclasse_Terceiro	0,295	0,456	0,21	0,408	0,086**	0,34	0,474	0,291	0,455	0,049

C.1C – Escola

Escola	Ensino fundamental – língua portuguesa					Ensino fundamental – matemática				
	Civil (n = 6.869)		Militar (n = 83)		Diferença	Civil (n = 7.104)		Militar (n = 83)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Esc_Profs_Estavel_ate25	0,135	0,342	0,048	0,215	0,087**	0,134	0,34	0,048	0,215	0,085**
Esc_Profs_Estavel_ate50	0,202	0,401	0,169	0,377	0,033	0,205	0,404	0,169	0,377	0,037
Esc_Profs_Estavel_ate75	0,249	0,433	0,157	0,366	0,093*	0,245	0,43	0,181	0,387	0,064
Esc_Profs_Estavel_ate90	0,249	0,433	0,265	0,444	-0,016	0,25	0,433	0,241	0,43	0,009
Esc_Profs_Estavel_mais90	0,165	0,371	0,361	0,483	-0,197***	0,166	0,372	0,361	0,483	-0,195***
Esc_Alunos_Concurso	0,005	0,069	0,181	0,387	-0,176***	0,005	0,068	0,205	0,406	-0,200***
Esc_Reforco	0,881	0,324	0,94	0,239	-0,059*	0,881	0,324	0,952	0,215	-0,071**
Esc_Atividade_Esporte	0,478	0,5	0,759	0,43	-0,281***	0,482	0,5	0,771	0,423	-0,289***
Esc_Atividade_Artes	0,37	0,483	0,675	0,471	-0,304***	0,369	0,483	0,711	0,456	-0,342***
Esc_Insuf_Financieira	0,209	0,406	0,157	0,366	0,052	0,207	0,405	0,157	0,366	0,05
Esc_Insuf_Prof	0,095	0,294	0,108	0,313	-0,013	0,093	0,291	0,108	0,313	-0,015
Esc_Insuf_Adm	0,188	0,391	0,157	0,366	0,031	0,186	0,389	0,145	0,354	0,041
Esc_Dir_Mulher	0,716	0,451	0,349	0,48	0,367***	0,719	0,45	0,361	0,483	0,357***
Esc_Dir_Cor_Minoria	0,418	0,493	0,663	0,476	-0,245***	0,415	0,493	0,651	0,48	-0,236***
Esc_Dir_Escolaridade_Espec	0,785	0,411	0,663	0,476	0,122***	0,788	0,409	0,687	0,467	0,101**
Esc_Dir_Escolaridade_Mestrado	0,06	0,237	0,169	0,377	-0,109***	0,057	0,232	0,157	0,366	-0,099***
Esc_Dir_Remuneracao_Ate2	0,025	0,156	0,036	0,188	-0,011	0,025	0,157	0,024	0,154	0,001
Esc_Dir_Remuneracao_Ate4	0,209	0,407	0,096	0,297	0,113**	0,21	0,407	0,084	0,28	0,125***
Esc_Dir_Remuneracao_Ate7	0,558	0,497	0,193	0,397	0,365***	0,559	0,497	0,205	0,406	0,354***
Esc_Dir_Remuneracao_Ate10	0,177	0,382	0,193	0,397	-0,016	0,176	0,381	0,181	0,387	-0,005
Esc_Dir_Remuneracao_10mais	0,031	0,173	0,482	0,503	-0,451***	0,031	0,172	0,506	0,503	-0,475***
Esc_Dir_Exp_Ate5	0,014	0,116	0,337	0,476	-0,324***	0,013	0,113	0,313	0,467	-0,300***
Esc_Dir_Exp_Ate10	0,048	0,214	0,205	0,406	-0,157***	0,052	0,222	0,205	0,406	-0,153***
Esc_Dir_Exp_Ate15	0,141	0,348	0,12	0,328	0,02	0,138	0,345	0,108	0,313	0,03
Esc_Dir_Exp_Ate20	0,217	0,412	0,06	0,239	0,156***	0,211	0,408	0,06	0,239	0,151***
Esc_Dir_Exp_Mais20	0,581	0,493	0,277	0,45	0,304***	0,586	0,493	0,313	0,467	0,272***
Esc_Federal	0,001	0,036	0,108	0,313	-0,107***	0,001	0,034	0,108	0,313	-0,107***
Esc_Capital	0,139	0,346	0,47	0,502	-0,331***	0,137	0,344	0,458	0,501	-0,320***
Esc_Norte	0,097	0,295	0,193	0,397	-0,096***	0,098	0,297	0,169	0,377	-0,071**
Esc_Nordeste	0,143	0,35	0,253	0,437	-0,110***	0,141	0,348	0,265	0,444	-0,124***
Esc_Sudeste	0,446	0,497	0,169	0,377	0,278***	0,447	0,497	0,193	0,397	0,254***
Esc_Sul	0,191	0,393	0,036	0,188	0,155***	0,192	0,394	0,036	0,188	0,156***
Esc_Centro_Oeste	0,123	0,329	0,349	0,48	-0,226***	0,122	0,328	0,337	0,476	-0,215***
Esc_Formacao_Docente	63,824	17,901	64,963	17,035	-1,139	63,776	17,81	65,89	15,974	-2,114
Esc_Inse_1_2	0,073	0,26	0,036	0,188	0,037	0,075	0,263	0,036	0,188	0,039
Esc_Inse_3	0,479	0,5	0,289	0,456	0,190***	0,475	0,499	0,277	0,45	0,198***
Esc_Inse_4	0,37	0,483	0,301	0,462	0,068	0,373	0,484	0,277	0,45	0,096*
Esc_Inse_5	0,078	0,268	0,301	0,462	-0,223***	0,077	0,266	0,337	0,476	-0,261***
Esc_Inse_6	0,001	0,027	0,072	0,261	-0,072***	0,001	0,024	0,072	0,261	-0,072***
Esc_Sala_Bom	0,536	0,499	0,795	0,406	-0,259***	0,535	0,499	0,783	0,415	-0,249***
Esc_Biblio_Bom	0,521	0,5	0,723	0,45	-0,201***	0,518	0,5	0,711	0,456	-0,193***
Esc_Quadra_Bom	0,387	0,487	0,627	0,487	-0,239***	0,387	0,487	0,614	0,49	-0,227***
Esc_Lab_Bom	0,38	0,485	0,506	0,503	-0,126**	0,381	0,486	0,506	0,503	-0,125**

Fonte: Inep (2018).

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

TABELA C.2

Características de alunos, de professores e de colégios civis e militares: amostra do Saeb 2017, ensino médio

C.2A – Aluno

Aluno	Ensino médio – língua portuguesa					Ensino médio – matemática				
	Civil (n = 179.135)		Militar (n = 2.070)		Diferença	Civil (n = 180.919)		Militar (n = 2.592)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Proficiência	277,151	47,622	313,211	45,673	-36,060***	277,532	49,402	329,329	55,493	-51,797***
Aluno_Mulher	0,572	0,495	0,531	0,499	0,041***	0,572	0,495	0,53	0,499	0,041***
Aluno_Cor_Minoria	0,616	0,486	0,609	0,488	0,007	0,619	0,486	0,62	0,486	-0,001
Aluno_TV_0	0,024	0,154	0,014	0,12	0,010***	0,025	0,155	0,01	0,1	0,014***
Aluno_TV_1	0,518	0,5	0,376	0,485	0,141***	0,522	0,5	0,369	0,483	0,154***
Aluno_TV_2mais	0,458	0,498	0,609	0,488	-0,151***	0,453	0,498	0,621	0,485	-0,168***
Aluno_Geladeira	0,992	0,088	0,997	0,058	-0,004**	0,991	0,092	0,998	0,039	-0,007***
Aluno_Maquina	0,697	0,46	0,874	0,331	-0,177***	0,692	0,462	0,867	0,34	-0,174***
Aluno_Carro_0	0,452	0,498	0,229	0,42	0,223***	0,457	0,498	0,207	0,405	0,250***
Aluno_Carro_1	0,432	0,495	0,547	0,498	-0,115***	0,429	0,495	0,555	0,497	-0,127***
Aluno_Carro_2mais	0,116	0,321	0,225	0,417	-0,108***	0,114	0,318	0,238	0,426	-0,124***
Aluno_Computador_0	0,37	0,483	0,166	0,372	0,204***	0,375	0,484	0,146	0,353	0,229***
Aluno_Computador_1	0,485	0,5	0,489	0,5	-0,004	0,482	0,5	0,49	0,5	-0,008
Aluno_Computador_2mais	0,145	0,352	0,345	0,476	-0,200***	0,143	0,35	0,364	0,481	-0,221***
Aluno_Quarto_0	0,004	0,065	0,002	0,049	0,002	0,005	0,068	0,002	0,039	0,003**
Aluno_Quarto_1	0,067	0,25	0,026	0,159	0,041***	0,069	0,253	0,019	0,135	0,050***
Aluno_Quarto_2mais	0,929	0,257	0,971	0,166	-0,043***	0,927	0,261	0,98	0,14	-0,053***
Aluno_Empregado	0,085	0,278	0,074	0,262	0,011*	0,084	0,278	0,071	0,257	0,013**
Aluno_Mora_Mae	0,904	0,295	0,927	0,261	-0,023***	0,905	0,294	0,939	0,239	-0,034***
Aluno_Mae_Sem_Estudo	0,193	0,395	0,045	0,207	0,148***	0,195	0,396	0,039	0,194	0,156***
Aluno_Mae_FundI	0,18	0,384	0,07	0,255	0,110***	0,181	0,385	0,061	0,24	0,119***
Aluno_Mae_FundII	0,167	0,373	0,112	0,315	0,055***	0,166	0,372	0,108	0,31	0,058***
Aluno_Mae_Medio	0,339	0,473	0,445	0,497	-0,106***	0,336	0,472	0,45	0,498	-0,114***
Aluno_Mae_Sup	0,121	0,326	0,329	0,47	-0,208***	0,122	0,327	0,341	0,474	-0,219***
Aluno_Mora_Pai	0,707	0,455	0,725	0,447	-0,018*	0,708	0,454	0,733	0,442	-0,025***
Aluno_Pai_Sem_Estudo	0,248	0,432	0,064	0,245	0,183***	0,251	0,434	0,057	0,232	0,194***
Aluno_Pai_FundI	0,201	0,401	0,098	0,297	0,104***	0,204	0,403	0,088	0,283	0,116***
Aluno_Pai_FundII	0,167	0,373	0,123	0,328	0,044***	0,165	0,371	0,114	0,318	0,051***
Aluno_Pai_Medio	0,307	0,461	0,444	0,497	-0,137***	0,302	0,459	0,461	0,499	-0,159***
Aluno_Pai_Sup	0,077	0,267	0,271	0,445	-0,194***	0,078	0,267	0,28	0,449	-0,202***
Aluno_Incentivo_Pais	0,983	0,129	0,987	0,113	-0,004	0,983	0,129	0,988	0,11	-0,005*
Aluno_Livros_Sempre	0,332	0,471	0,391	0,488	-0,059***	0,332	0,471	0,381	0,486	-0,049***
Aluno_Livros_As_Vezes	0,503	0,5	0,486	0,5	0,017	0,504	0,5	0,49	0,5	0,014
Aluno_Livros_Nunca	0,164	0,371	0,122	0,328	0,042***	0,164	0,37	0,129	0,335	0,035***
Aluno_Trab_Domestico_0	0,128	0,334	0,127	0,333	0,001	0,128	0,334	0,118	0,323	0,01
Aluno_Trab_Domestico_ate2	0,627	0,484	0,562	0,496	0,065***	0,626	0,484	0,577	0,494	0,048***
Aluno_Trab_Domestico_2mais	0,245	0,43	0,311	0,463	-0,066***	0,246	0,431	0,305	0,46	-0,059***

(Continua)

(Continuação)

Aluno	Ensino médio – língua portuguesa					Ensino médio – matemática				
	Civil (n = 179.135)		Militar (n = 2.070)		Diferença	Civil (n = 180.919)		Militar (n = 2.592)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Aluno_Trab_Fora	0,258	0,438	0,213	0,409	0,045***	0,257	0,437	0,179	0,383	0,078***
Aluno_Creche_Pre	0,84	0,366	0,66	0,474	0,181***	0,838	0,369	0,683	0,465	0,155***
Aluno_Reprovou_0	0,769	0,421	0,822	0,382	-0,053***	0,769	0,422	0,833	0,373	-0,064***
Aluno_Reprovou_1	0,161	0,367	0,08	0,272	0,081***	0,161	0,368	0,074	0,262	0,087***
Aluno_Reprovou_2mais	0,07	0,255	0,098	0,297	-0,028***	0,07	0,255	0,093	0,29	-0,023***
Aluno_Abandonou	0,051	0,221	0,025	0,155	0,027***	0,051	0,221	0,018	0,132	0,034***
Aluno_Gosta_Disciplina	0,783	0,412	0,698	0,459	0,085***	0,605	0,489	0,644	0,479	-0,039***
Aluno_Faz_Dever	0,604	0,489	0,643	0,479	-0,039***	0,566	0,496	0,628	0,484	-0,061***

C.2B – Professor

Professor	Ensino médio – língua portuguesa					Ensino médio – matemática				
	Civil (n = 10.847)		Militar (n = 103)		Diferença	Civil (n = 10.960)		Militar (n = 127)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Prof_Mulher	0,823	0,381	0,806	0,397	0,018	0,479	0,5	0,378	0,487	0,101**
Prof_Cor_Minoria	0,459	0,498	0,524	0,502	-0,065	0,462	0,499	0,528	0,501	-0,065
Prof_Escolaridade_Espec	0,651	0,477	0,544	0,501	0,107**	0,595	0,491	0,465	0,501	0,130***
Prof_Escolaridade_Mestrado	0,079	0,27	0,214	0,412	-0,134***	0,09	0,287	0,378	0,487	-0,288***
Prof_Remuneracao_Ate2	0,153	0,36	0,087	0,284	0,065*	0,13	0,336	0,071	0,258	0,059**
Prof_Remuneracao_Ate4	0,51	0,5	0,272	0,447	0,238***	0,499	0,5	0,283	0,452	0,216***
Prof_Remuneracao_Ate7	0,293	0,455	0,485	0,502	-0,192***	0,317	0,465	0,354	0,48	-0,037
Prof_Remuneracao_Ate10	0,037	0,189	0,117	0,322	-0,079***	0,045	0,207	0,205	0,405	-0,160***
Prof_Remuneracao_10mais	0,007	0,084	0,039	0,194	-0,032***	0,009	0,095	0,087	0,282	-0,078***
Prof_Exp_Ate5	0,104	0,306	0,223	0,418	-0,119***	0,121	0,326	0,079	0,27	0,042
Prof_Exp_Ate10	0,164	0,37	0,068	0,253	0,096***	0,199	0,399	0,15	0,358	0,05
Prof_Exp_Ate15	0,192	0,394	0,223	0,418	-0,031	0,192	0,394	0,244	0,431	-0,052
Prof_Exp_Ate20	0,195	0,396	0,282	0,452	-0,087**	0,194	0,395	0,165	0,373	0,028
Prof_Exp_20mais	0,345	0,475	0,204	0,405	0,141***	0,294	0,456	0,362	0,483	-0,068*
Prof_Numero_Escola_1	0,586	0,493	0,592	0,494	-0,007	0,584	0,493	0,583	0,495	0,001
Prof_Numero_Escola_2	0,352	0,477	0,35	0,479	0,002	0,345	0,475	0,354	0,48	-0,009
Prof_Numero_Escola_3mais	0,063	0,243	0,058	0,235	0,005	0,071	0,257	0,063	0,244	0,008
Prof_Carga_40mais	0,36	0,48	0,417	0,496	-0,058	0,398	0,49	0,394	0,491	0,005
Prof_Carga_Ate40	0,611	0,488	0,553	0,5	0,057	0,567	0,496	0,575	0,496	-0,008
Prof_Carga_Menos20	0,03	0,17	0,029	0,169	0,001	0,035	0,184	0,031	0,175	0,004
Prof_Extraclasses_Terce	0,251	0,433	0,155	0,364	0,095**	0,296	0,456	0,22	0,416	0,075*

C.2C – Escola

Escola	Ensino médio – língua portuguesa					Ensino médio – matemática				
	Civil (n = 4.547)		Militar (n = 57)		Diferença	Civil (n = 4.571)		Militar (n = 66)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Esc_Profs_Estavel_ate25	0,124	0,33	0,105	0,31	0,019	0,125	0,331	0,091	0,29	0,034
Esc_Profs_Estavel_ate50	0,189	0,392	0,158	0,368	0,031	0,192	0,394	0,182	0,389	0,01
Esc_Profs_Estavel_ate75	0,239	0,426	0,14	0,35	0,098*	0,237	0,425	0,121	0,329	0,115**
Esc_Profs_Estavel_ate90	0,254	0,435	0,298	0,462	-0,044	0,254	0,435	0,258	0,441	-0,004
Esc_Profs_Estavel_mais90	0,194	0,395	0,298	0,462	-0,104**	0,193	0,394	0,348	0,48	-0,156***
Esc_Alunos_Concurso	0,02	0,142	0,211	0,411	-0,190***	0,018	0,134	0,212	0,412	-0,194***
Esc_Reforco	0,889	0,315	0,93	0,258	-0,041	0,89	0,314	0,955	0,21	-0,065*
Esc_Atividade_Esporte	0,497	0,5	0,754	0,434	-0,258***	0,5	0,5	0,712	0,456	-0,212***
Esc_Atividade_Artes	0,393	0,488	0,632	0,487	-0,239***	0,398	0,489	0,621	0,489	-0,224***
Esc_Insuf_Financieira	0,181	0,385	0,175	0,384	0,005	0,177	0,382	0,152	0,361	0,025
Esc_Insuf_Prof	0,097	0,296	0,123	0,331	-0,026	0,092	0,289	0,076	0,267	0,016
Esc_Insuf_Adm	0,19	0,392	0,228	0,423	-0,038	0,182	0,386	0,197	0,401	-0,015
Esc_Dir_Mulher	0,68	0,467	0,386	0,491	0,294***	0,679	0,467	0,439	0,5	0,239***
Esc_Dir_Cor_Minoria	0,447	0,497	0,632	0,487	-0,185***	0,449	0,497	0,606	0,492	-0,157**
Esc_Dir_Escolaridade_Espec	0,784	0,412	0,737	0,444	0,047	0,786	0,41	0,758	0,432	0,028
Esc_Dir_Escolaridade_Mestrado	0,071	0,257	0,088	0,285	-0,017	0,069	0,253	0,106	0,31	-0,037
Esc_Dir_Remuneracao_Ate2	0,028	0,166	0,053	0,225	-0,024	0,029	0,167	0,03	0,173	-0,001
Esc_Dir_Remuneracao_Ate4	0,196	0,397	0,07	0,258	0,126**	0,199	0,4	0,03	0,173	0,169***
Esc_Dir_Remuneracao_Ate7	0,58	0,494	0,246	0,434	0,335***	0,581	0,493	0,258	0,441	0,323***
Esc_Dir_Remuneracao_Ate10	0,168	0,374	0,175	0,384	-0,007	0,163	0,37	0,273	0,449	-0,109**
Esc_Dir_Remuneracao_10mais	0,027	0,161	0,456	0,503	-0,430***	0,027	0,163	0,409	0,495	-0,382***
Esc_Dir_Exp_Ate5	0,015	0,123	0,386	0,491	-0,371***	0,014	0,116	0,303	0,463	-0,289***
Esc_Dir_Exp_Ate10	0,052	0,222	0,123	0,331	-0,071**	0,053	0,225	0,152	0,361	-0,098***
Esc_Dir_Exp_Ate15	0,156	0,363	0,123	0,331	0,033	0,154	0,361	0,182	0,389	-0,028
Esc_Dir_Exp_Ate20	0,22	0,414	0,07	0,258	0,150***	0,218	0,413	0,061	0,24	0,158***
Esc_Dir_Exp_Mais20	0,557	0,497	0,298	0,462	0,259***	0,56	0,496	0,303	0,463	0,257***
Esc_Federal	0,001	0,033	0,053	0,225	-0,052***	0,002	0,039	0,045	0,21	-0,044***
Esc_Capital	0,116	0,321	0,386	0,491	-0,270***	0,117	0,322	0,333	0,475	-0,216***
Esc_Norte	0,055	0,228	0,123	0,331	-0,068**	0,059	0,236	0,091	0,29	-0,032
Esc_Nordeste	0,291	0,454	0,263	0,444	0,027	0,294	0,455	0,273	0,449	0,021
Esc_Sudeste	0,481	0,5	0,123	0,331	0,358***	0,472	0,499	0,212	0,412	0,260***
Esc_Sul	0,088	0,283	0,07	0,258	0,017	0,088	0,283	0,061	0,24	0,027
Esc_Centro_Oeste	0,086	0,28	0,421	0,498	-0,335***	0,088	0,283	0,364	0,485	-0,276***
Esc_Formacao_Docente	60,071	16,551	64,288	17,177	-4,217*	59,78	16,44	65,955	16,473	-6,175***
Esc_Inse_1_2	0,245	0,43	0,053	0,225	0,193***	0,254	0,435	0,061	0,24	0,193***
Esc_Inse_3	0,459	0,498	0,246	0,434	0,213***	0,461	0,499	0,197	0,401	0,264***
Esc_Inse_4	0,254	0,436	0,404	0,495	-0,149**	0,246	0,431	0,364	0,485	-0,118**

(Continua)

(Continuação)

Escola	Ensino médio – língua portuguesa					Ensino médio – matemática				
	Civil (n = 4.547)		Militar (n = 57)		Diferença	Civil (n = 4.571)		Militar (n = 66)		Diferença
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Esc_Inse_5	0,041	0,198	0,246	0,434	-0,205***	0,039	0,193	0,333	0,475	-0,294***
Esc_Inse_6	0,001	0,021	0,053	0,225	-0,052***	0,001	0,021	0,045	0,21	-0,045***
Esc_Sala_Bom	0,567	0,496	0,842	0,368	-0,276***	0,56	0,496	0,833	0,376	-0,273***
Esc_Biblio_Bom	0,533	0,499	0,719	0,453	-0,186***	0,536	0,499	0,682	0,469	-0,146**
Esc_Quadra_Bom	0,399	0,49	0,684	0,469	-0,285***	0,395	0,489	0,652	0,48	-0,256***
Esc_Lab_Bom	0,402	0,49	0,526	0,504	-0,125*	0,401	0,49	0,545	0,502	-0,144**

Fonte: Inep (2018).

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

REFERÊNCIA

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS
 ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2017**. Brasília: Inep, 2018.

APÊNDICE D

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DETALHADA

TABELA D.1

Decomposição quantílica detalhada do diferencial de desempenho dos colégios civis e militares: ensino fundamental, língua portuguesa (2017)

Ensino fundamental – língua portuguesa						
Quantil	Diferença	Não explicado	Explicado total	Explicado aluno	Explicado professor	Explicado escola
Q10	40,119*** (4,037) 100,00%	27,080*** (3,595) 67,50%	13,039*** (2,738) 32,50%	7,270*** (0,706) 18,12%	-0,700* (0,384) -1,75%	6,469*** (2,518) 16,12%
Q20	39,061*** (3,43) 100,00%	23,826*** (2,972) 61,00%	15,235*** (2,776) 39,00%	8,280*** (0,709) 21,20%	-0,445 (0,302) -1,14%	7,401*** (2,491) 18,95%
Q30	37,489*** (2,676) 100,00%	22,158*** (2,414) 59,11%	15,331*** (2,685) 40,89%	8,930*** (0,701) 23,82%	-0,084 (0,275) -0,22%	6,485*** (2,359) 17,30%
Q40	34,040*** (2,385) 100,00%	18,013*** (2,237) 52,92%	16,027*** (2,637) 47,08%	9,169*** (0,686) 26,94%	-0,049 (0,259) -0,15%	6,907*** (2,269) 20,29%
Q50	32,614*** (2,38) 100,00%	14,599*** (2,221) 44,76%	18,016*** (2,819) 55,24%	9,362*** (0,689) 28,70%	-0,019 (0,25) -0,06%	8,673*** (2,408) 26,59%
Q60	31,333*** (2,284) 100,00%	12,940*** (2,151) 41,30%	18,393*** (2,771) 58,70%	8,805*** (0,643) 28,10%	-0,010 (0,234) -0,03%	9,598*** (2,396) 30,63%
Q70	30,087*** (2,109) 100,00%	11,026*** (2,308) 36,65%	19,061*** (3,058) 63,35%	8,627*** (0,629) 28,67%	0,101 (0,237) 0,33%	10,333*** (2,636) 34,34%
Q80	28,297*** (2,132) 100,00%	6,735*** (2,581) 23,80%	21,562*** (3,408) 76,20%	8,740*** (0,638) 30,89%	0,167 (0,25) 0,59%	12,656*** (2,978) 44,72%
Q90	26,235*** (2,169) 100,00%	1,454 (3,742) 5,54%	24,781*** (4,667) 94,46%	8,430*** (0,627) 32,13%	0,175 (0,262) 0,67%	16,176*** (4,248) 61,66%
Média	32,102*** (2,396) 100,00%	14,354*** (2,175) 44,71%	17,748*** (2,897) 55,29%	8,273*** (0,609) 25,77%	-0,160 (0,23) -0,50%	9,635*** (2,525) 30,01%

Fonte: Inep (2018).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão ajustados para os *clusters* das escolas.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

TABELA D.2

Decomposição quantílica detalhada do diferencial de desempenho dos colégios civis e militares: ensino fundamental, matemática (2017)

Ensino fundamental – matemática						
Quantil	Diferença	Não explicado	Explicado total	Explicado aluno	Explicado professor	Explicado escola
Q10	35,796*** (4,142) 100,00%	24,206*** (3,733) 67,62%	11,590*** (2,391) 32,38%	6,090*** (0,667) 17,01%	-0,202 (0,376) -0,56%	5,702*** (2,056) 15,93%
Q20	38,388*** (4,36) 100,00%	25,352*** (3,557) 66,04%	13,037*** (2,484) 33,96%	6,722*** (0,691) 17,51%	-0,066 (0,325) -0,17%	6,381*** (2,066) 16,62%
Q30	40,827*** (3,825) 100,00%	25,608*** (2,987) 62,72%	15,219*** (2,613) 37,28%	7,714*** (0,751) 18,89%	-0,207 (0,318) -0,51%	7,712*** (2,144) 18,89%
Q40	41,751*** (3,694) 100,00%	24,547*** (2,817) 58,79%	17,204*** (2,823) 41,21%	8,418*** (0,806) 20,16%	0,013 (0,324) 0,03%	8,773*** (2,297) 21,01%
Q50	42,092*** (3,562) 100,00%	22,793*** (2,622) 54,15%	19,299*** (2,994) 45,85%	8,718*** (0,84) 20,71%	-0,085 (0,332) -0,20%	10,666*** (2,449) 25,34%
Q60	43,444*** (3,584) 100,00%	22,609*** (2,594) 52,04%	20,835*** (3,329) 47,96%	8,770*** (0,852) 20,19%	0,183 (0,343) 0,42%	11,882*** (2,759) 27,35%
Q70	43,404*** (3,548) 100,00%	20,025*** (2,622) 46,14%	23,380*** (3,732) 53,86%	8,792*** (0,861) 20,26%	0,445 (0,367) 1,02%	14,143*** (3,135) 32,58%
Q80	44,480*** (3,927) 100,00%	17,069*** (3,162) 38,37%	27,411*** (4,564) 61,63%	8,786*** (0,857) 19,75%	0,424 (0,389) 0,95%	18,201*** (4,004) 40,92%
Q90	46,279*** (4,22) 100,00%	10,849** (5,036) 23,44%	35,430*** (6,823) 76,56%	9,270*** (0,888) 20,03%	0,839* (0,452) 1,81%	25,321*** (6,244) 54,72%
Média	41,127*** (3,431) 100,00%	19,727*** (2,704) 47,97%	21,400*** (3,684) 52,03%	8,030*** (0,765) 19,52%	0,159 (0,309) 0,39%	13,211*** (3,167) 32,12%

Fonte: Inep (2018).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão ajustados para os *clusters* das escolas.2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

TABELA D.3

Decomposição quantílica detalhada do diferencial de desempenho dos colégios civis e militares: ensino médio, língua portuguesa (2017)

Ensino médio – língua portuguesa						
Quantil	Diferença	Não explicado	Explicado total	Explicado aluno	Explicado professor	Explicado escola
Q10	38,999*** (5,771) 100,00%	28,475*** (4,982) 73,02%	10,524*** (3,335) 26,98%	4,864*** (0,793) 12,47%	0,606 (0,59) 1,55%	5,054* (2,753) 12,96%
Q20	41,893*** (5,731) 100,00%	26,124*** (4,031) 62,36%	15,769*** (3,911) 37,64%	7,586*** (0,978) 18,11%	0,538 (0,613) 1,28%	7,645** (3,04) 18,25%
Q30	40,231*** (5,849) 100,00%	22,703*** (3,742) 56,43%	17,527*** (4,379) 43,57%	8,882*** (1,114) 22,08%	0,571 (0,611) 1,42%	8,074*** (3,314) 20,07%
Q40	40,055*** (5,255) 100,00%	19,934*** (3,14) 49,77%	20,121*** (4,712) 50,23%	9,196*** (1,211) 22,96%	0,605 (0,566) 1,51%	10,319*** (3,53) 25,76%
Q50	39,248*** (4,335) 100,00%	16,511*** (3,299) 42,07%	22,737*** (5,261) 57,93%	9,659*** (1,294) 24,61%	0,737 (0,539) 1,88%	12,341*** (3,966) 31,44%
Q60	36,488*** (4,175) 100,00%	11,060*** (3,679) 30,31%	25,428*** (5,831) 69,69%	9,612*** (1,338) 26,34%	0,821* (0,468) 2,25%	14,995*** (4,51) 41,09%
Q70	35,772*** (4,128) 100,00%	6,283 (5,059) 17,56%	29,489*** (6,965) 82,44%	9,799*** (1,388) 27,39%	0,878** (0,433) 2,45%	18,812*** (5,594) 52,59%
Q80	34,170*** (3,776) 100,00%	-0,026 (7,265) -0,08%	34,196*** (8,807) 100,08%	9,805*** (1,461) 28,70%	1,125** (0,442) 3,29%	23,266*** (7,326) 68,09%
Q90	29,085*** (3,484) 100,00%	-9,406 (10,497) -32,34%	38,491*** (11,872) 132,34%	9,285*** (1,45) 31,92%	0,933** (0,448) 3,21%	28,273*** (10,459) 97,21%
Média	36,060*** (4,376) 100,00%	11,621** (4,612) 32,23%	24,439*** (6,558) 67,77%	8,322*** (1,127) 23,08%	0,752 (0,467) 2,09%	15,365*** (5,402) 42,61%

Fonte: Inep (2018).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão ajustados para os *clusters* das escolas.2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

TABELA D.4

Decomposição quantílica detalhada do diferencial de desempenho dos colégios civis e militares, ensino médio, matemática (2017)

Ensino médio – matemática						
Quantil	Diferença	Não explicado	Explicado total	Explicado aluno	Explicado professor	Explicado escola
Q10	39,754***	26,557***	13,198***	6,794***	1,092*	5,312***
	(4,748)	(3,935)	(2,247)	(0,698)	(0,57)	(1,8)
	100,00%	66,80%	33,20%	17,09%	2,75%	13,36%
Q20	44,849***	29,624***	15,225***	7,847***	1,308**	6,070***
	(5,859)	(4,615)	(2,489)	(0,809)	(0,549)	(1,869)
	100,00%	66,05%	33,95%	17,50%	2,92%	13,53%
Q30	50,135***	31,549***	18,586***	9,035***	1,563***	7,988***
	(5,795)	(4,226)	(2,825)	(0,941)	(0,598)	(1,979)
	100,00%	62,93%	37,07%	18,02%	3,12%	15,93%
Q40	54,820***	32,661***	22,159***	10,245***	1,773***	10,142***
	(5,722)	(3,854)	(3,471)	(1,106)	(0,634)	(2,445)
	100,00%	59,58%	40,42%	18,69%	3,23%	18,50%
Q50	57,652***	31,280***	26,372***	11,800***	2,013***	12,559***
	(5,531)	(3,27)	(4,191)	(1,277)	(0,681)	(2,953)
	100,00%	54,26%	45,74%	20,47%	3,49%	21,78%
Q60	57,325***	25,704***	31,621***	12,920***	2,429***	16,272***
	(5,892)	(3,44)	(5,196)	(1,441)	(0,759)	(3,713)
	100,00%	44,84%	55,16%	22,54%	4,24%	28,39%
Q70	56,391***	17,836***	38,555***	13,543***	2,524***	22,488***
	(6,534)	(4,374)	(6,652)	(1,576)	(0,777)	(5,069)
	100,00%	31,63%	68,37%	24,02%	4,48%	39,88%
Q80	56,982***	10,049	46,932***	13,357***	2,900***	30,675***
	(7,58)	(6,693)	(9,281)	(1,621)	(0,855)	(7,575)
	100,00%	17,64%	82,36%	23,44%	5,09%	53,83%
Q90	59,168***	-0,798	59,965***	13,003***	3,106***	43,856***
	(7,092)	(12,572)	(15,032)	(1,611)	(0,899)	(13,35)
	100,00%	-1,35%	101,35%	21,98%	5,25%	74,12%
Média	51,797***	17,339***	34,458***	10,688***	2,067***	21,703***
	(5,414)	(5,049)	(7,294)	(1,172)	(0,651)	(6,143)
	100,00%	33,48%	66,52%	20,63%	3,99%	41,90%

Fonte: Inep (2018).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erros-padrão ajustados para os clusters das escolas.
2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

REFERÊNCIA

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS
ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2017**. Brasília: Inep, 2018.

Originais submetidos em: abr. 2021.
Última versão recebida em: abr. 2024.
Aprovada em: abr. 2024.

INCLUDING TOURISM IN THE INPUT-OUTPUT MATRIX OF CEARÁ USING THE TOURISM SATELLITE ACCOUNT¹

Christiano Modesto Penna²

Francisco Assuero Monteiro Saraiva³

Maurício Cabrera Baca⁴

Luana Lima Bandeira Araújo⁵

This paper makes a first contribution by developing a methodology capable of introducing a specific tourism sector into input-output tables (IOTs) using data from an original IOT and a tourism satellite account. A new IOT is built for the economy of Ceará, Brazil, by applying the proposed methodology. An additional contribution of the paper is what we call “the pull index”. This index can synthesize the indices of forward and backward linkages and their dispersions in a single result. It also can be seen as an alternative index to point out key-sectors for the economy. The results have shown that tourism in Ceará has the fifth highest pull index, being the seventh sector in terms of employment and income multipliers.

Keywords: input-output matrix; tourism; regional economics; linkages indices.

INCLUINDO O TURISMO NA MATRIZ INSUMO-PRODUTO DO CEARÁ

Este artigo faz uma primeira contribuição ao desenvolver uma metodologia capaz de introduzir um setor específico de turismo numa matriz insumo-produto (MIP) usando dados de uma MIP original e de uma conta satélite de turismo. A metodologia proposta é aplicada à economia do Ceará, Brasil. Uma contribuição adicional do artigo é o que chamamos de “índice de tração”. Este índice sintetiza os índices de ligações para frente e para trás e suas dispersões em um único resultado. Ele também pode ser visto como um índice alternativo para identificar setores-chave para a economia. Os resultados mostraram que o turismo no Ceará possui o quinto maior índice de tração, sendo o sétimo setor em termos de multiplicadores de emprego e renda.

Palavras-chave: matriz insumo-produto; turismo; economia regional; índices de ligações.

JEL: Z3.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n1art6>

2. Professor at the Graduate Program in Economics of the Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). E-mail: cmp@caen.ufc.br.

3. PhD candidate at the Caen/UFC. E-mail: saraiva@caen.ufc.br.

4. PhD at the Caen/UFC and Manager of Intelligence and Special Projects Consulting Unit at Agência de Desenvolvimento do Estado do Ceará (Adece). E-mail: cabrerabmauricio@caen.ufc.br.

5. PhD at the Graduate Program in Geography (PPGEO/UFC) and Technical Advisor at Adece. E-mail: luana.araujo@adece.ce.gov.br.

1 INTRODUCTION

Tourism can be seen as a set of economic activities distributed between various industries to satisfy the tourist demands. In this way, measuring its participation or assessing its impacts is relatively more complex compared to traditional industries.

Tourism growth observed in the last two decades can be at least partially explained by technological improvements in transport, per capita income growth, populational aging, greater market integration, and economic openness (Fochezatto, Schaidhauer and Bohnenberger, 2018). In this context, tourism is frequently seen as an alternative to promote economic development through job and income creation (Smeral, 2005).

The Brazilian Northeast shows attributes that make it stand out as a tourist destination compared to other options in Brazil (Ribeiro et al., 2017). Therefore, this segment has been used as a strategy for local development and the reduction of regional inequalities (Ribeiro, Andrade and Motta, 2014; Haddad, Porsse and Rabahy, 2013). Among the northeastern states, Ceará is one of the main tourist destinations due to its natural, cultural, and religious characteristics. Considering this, tourism-based development policies have been implemented since the early 1990s by the state and national governments (Oliveira, 2008).

Despite being potentially responsible for income, employment, tax revenue generation, and improvements in the Brazilian economic structure (airports improvements, for example), the tourism segment is a relatively unexplored research subject at national and local levels. Such a lack of interest lies in how we single out goods and services directly consumed by tourists from those consumed by residents, as well as single out workers attending exclusively tourists. For this reason, data seasonally related to the number of visitors, their overnight stays, and the total expenditures do not provide enough guidance to analyze the economic impact of tourism. Furthermore, Brida, Pereyra and Such Devesa (2008) argue that the total economic impact of tourism is the sum of its direct, indirect, and induced effects, of which the last two are more difficult to estimate.

Considering the input-output analysis (IOA) approach, in addition to the initial increase in production and its consequently increasing in intermediate consumption – IC (direct effects), the other industries also demand additional inputs to fulfill the increase in the input supply for the directly affected sectors (indirect effects) and the household consumption due to the income generated in previous stages – induced effects (Miller and Blair, 2009).

The data presented in the input-output table (IOT) and the supply and use table (SUT) provide metrics for traditional industries that can be associated with the tourism segment. Some of them are known in the literature as linkage-based

indicators, which pinpoint how connected and interconnected rests a given sector (the intersection in-between) with the whole economy. Furthermore, policymakers can advocate the use of income, wage, employment, tax, and product multipliers, in addition to the backward and forward linkage indices, for strategic planning and allocating funds to this sector.

The Tourism Satellite Accounts (TSA) feature a complementary set of information related to the segment, making it possible to analyze the contribution of tourism to the economy in macroeconomic terms, in addition to its relationship with other industries. The TSA is an extension of regional economic statistics that thoroughly analyzes the impacts of tourism on an economy. It segments tourism-related expenditures and revenues into different categories, such as accommodation, transportation, and food, and integrates this data into the Regional Account. The TSA measures the economic impacts of tourism, such as contributions to Gross Domestic Product (GDP), job creation, and tax revenue, and provides information on tourism flows, such as tourist arrivals and popular destinations.

Considering the importance of the tourism industry in the local economy, the Institute of Research and Economic Strategy of Ceará (Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – Ipece) developed an IOT and a TSA for Ceará (from now on IOT-CE and TSA-CE, respectively) for the year of 2013. To our knowledge, based on structured data in accordance with international guidelines, such IOT/TSA exemplifies the first regional mapping out, which locally focused takes tourism seriously.

This article combines information from 2013 IOT-CE and TSA-CE following a hypothesis of constant returns to scale (CRS) to disaggregate the main tourism-related activities of the supply side, consequently, to get these breakdowns together in what could be framed as a real “tourism sector”. Thus, conceived and properly merged into the IOT-Ceará, multipliers, linkage indicators, and several other metrics are calculated providing us a better understanding of this sector. By adding a sector of tourism in the IOT, it is possible to verify not only the linkage degree between sectors, but also the way this linkage occurs, that is, whether supply/demand of outputs/inputs is concentrated in one sector or distributed along sectors.

The present study also contributes to tourism economics by unifying the Rasmussen-Hirschman linkage and dispersion indexes to obtain what we call the “pull index”, which summarizes the linkage indices by applying measured weights obtained from the dispersion indices. The suggested metric integrates, in a single index, all underlying ideas behind the previously mentioned, assessing the role played by any sector, indicating key ones.

Section two provides a concise overview of the limitations related to the identification and evaluation of tourism. Section three presents methodological

directives, which allow us to identify the tourism sector in IOT-CE. The pull index is explained in section four. We calculate several economic indicators of Ceará, which are in section five. Section six concludes.

2 REVIEW OF THE LITERATURE

The tourism economic literature usually uses a standard characterization of activities called Tourism Characteristic Activities (TCAs), which includes activities from various traditional industries. Therefore, specific studies focus on defining this set, separating the portion that is effectively consumed by tourists from those activities, and assessing its size in the whole economy.

To take a case in point, although the list is not exhaustive, Lage and Milone (1991) illustrate a range of economic activities tied to this segment: transport services (road/water/air/supporting transport services), accommodation services (hotels, inns, flats), food-serving services (restaurants, bars, snack bars), cultural or other recreational services (theaters, concert halls etc.). Lundberg, Krishnamoorthy and Stavenga (1995) point out economic sectors tied to tourism: hotels, restaurants, air transportation, rent-a-car market, and travel agencies. Nevertheless, estimates derived just from sectoral division tend to overestimate the role of tourism, as a portion of these goods and services may be consumed by non-tourists. In this sense, the Applied Economic Research Institute (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea) has developed a methodological framework to determine “tourist demand coefficients” which quantify the share of TCAs that are effectively consumed by tourists (Sakowski, 2013).

FJP (2017)⁶ provided, in a slightly more fashion, the value added (VA) of Minas Gerais TCAs for the period 2010-2014. Concerning only the supply side, and in line with National and Regional Accounts portrayed by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE), through such disaggregation, a sort of filtering process was applied that leaves out activities not closely related to tourism. In the last resort, relative shares were reached, which can be further applied to both production value (PV) and IC, so that the difference between them ends up distinguishing the VA of TCAs. Similarly, Gonçalves, Faria and Horta (2020) estimated the VA of TCAs in Brazilian states using payroll data to distinguish tourism activities and as a proxy for production.

There is a growing literature that uses multipliers provided by standard IOTs to assess impacts for tourism/events by considering exogenous shocks of tourist expenditure estimates. The Ipece has published a series of studies using this approach to evaluate the impacts of additional tourism inflows related to specific events (2013

6. João Pinheiro Foundation (Fundação João Pinheiro – FJP).

Fifa Confederations Cup) and the operation of tourism infrastructure equipment (“Acquario” Ceará and Ceará’s Event Centre) using estimates of additional tourist expenditures distributed through various industries (Ipece, 2012a; 2012b; 2013).

In a similar approach, Haddad, Porsse and Rabahy (2013) builds the inter-regional matrix of domestic tourism expenditure flows to investigate the potential of the tourism industry in reducing interregional inequalities in Brazil. The results reveal significant positive impacts within economies in the poorer region and negative effects in the wealthier region. Using data from the Ministry of Tourism, Ribeiro, Andrade and Motta (2014) estimate the tourist expenditure of 2009 in Sergipe and assess its impacts on the local economy. Ribeiro et al. (2017) expanded the previous analysis to evaluate the effects of tourism expenditure in all states of the Brazilian northeast. The results found suggest that the segment can be used as a mechanism to reduce interregional inequalities.

Some studies develop strategies to incorporate a tourism sector into existing IOTs to assess impacts and industry linkages. Casimiro Filho and Guilhoto (2003) adapted an IOT for the Brazilian economy in 1999 to differentiate between tourist and non-tourist sectors. As a result, they found six segments for the former group. However, by considering full sectors, they suffer from the same limitations as Lage and Milone (1991) and Lundberg, Krishnamoorthy and Stavenga (1995). To avoid these limitations, Takasago et al. (2010) used data from Ipea on the tourism workforce to disaggregate tourism-related industries and assess their importance in Brazil. Takasago and Mollo (2011) also apply this methodology to evaluate the capacity of tourism for economic growth and job creation in Distrito Federal. Both studies emphasize the value of this approach as an alternative in the absence of TSA. Similarly, the relative share of the tourism workforce in the Northeast region (Ipea data) was accurately disaggregated by Souza, Guilhoto and Silveira Neto (2016).

Other studies evaluate the impacts of tourism considering TSA expenditure data as a stimulus in IOA. In this approach, it is essential that both sets of data be compatible. Smeral (2005) argues that the TSA data can be used to estimate the direct impacts of tourism, and a complementary IOT analysis is needed to capture indirect effects. Figini and Patuelli (2022) use this approach to examine the importance of the tourism segment for a group of countries in the European Union. A tourism multiplier is obtained by the ratio between the resulting impacts for which detailed tourism expenditures in the TSA.

Considering the availability of IOT and TSA data for Ceará and the limitations of the existing literature, a framework to estimate an augmented IOT with a specific tourism sector by combining information from both tools. This approach enables a straightforward calculation of tourism multipliers and sectoral linkages. In addition, an alternative approach for analyzing key sectors is proposed.

3 BUILDING A TOURISM SECTOR

Conceived as economic metrics, income, wages, employment, taxes, and output multipliers, along with backward and forward linkages, should be considered when tourism-related policies are planned. The previous section suggests that most studies regarding tourism impacts in Brazil can be divided into two approaches. The first approach involves the alignment of tourism expenditure data with input-output models to assess its impacts. The second tries to uncover the details of TCA to observe its importance to the economy. There is a lack of studies on the use of TSA in Brazil, largely attributed to data unavailability.

The present study aims to develop a new IOT for Ceará with a specific sector for tourism activities, using data from TSA-CE and IOT-CE combined with a CRS hypothesis. TSA serves as a methodology to uncover the TCA's input-output effects of the demand side, while CRS, viewed as the economic underpinning behind this disaggregation, refers to the effects of the supply side. This makes it possible to host TSA and IOT.

An IOT presents two major sources of information: i) a matrix, M1, which includes IC, taxes, sectoral imports, and VA for each sector in each column; and ii) a row matrix that includes IC, total product and demand components, which we will call M2.

Isolating a specific activity is challenging but is possible using TSA data and the CRS hypothesis. The first makes it possible to partition rows and columns to maintain system stability. For example, $\gamma y_j = f(\gamma x_{1j}, \dots, \gamma x_{nj})$ suggests that if we double the number of inputs ($\gamma = 2$), then the output must double. Similarly, if we partition the number of inputs in the production process ($0 \leq \gamma \leq 1$) then the product must be proportionally partitioned.

FIGURE 1
Typical M1 and M2 representations

		Output			Final demand	Total demand
		Sector 1	Sector 2	Sector 3		
Input	Sector 1	M1				
	Sector 2					
	Sector 3					
Taxes						
Imports						
VA						
Labour						

		Output			Final demand	Total demand
		Sector 1	Sector 2	Sector 3		
Input	Sector 1	M2				
	Sector 2					
	Sector 3					
Taxes						
Imports						
VA						
Labour						

Authors' elaboration.

This same reasoning can be easily applied to IOT, using statistical information tied to TSA scale parameters. Then parts of certain sectors may be detached within the production system, and these detachments may ultimately join into a specific sector, about which there was no initial information.

According to IBGE's productive structure, tourism and health are not specific sectors. This makes it difficult to calculate certain important indicators, such as income, employment, and tax multipliers, or backward-forward linkages. Instead, by using the CRS hypothesis and TSA data, the calculation of these indicators becomes easier.

An algorithm is developed that gathers information from both TSA-CE and the original IOT-CE, incorporating a tourism sector into the latter. The estimated IOT is organized on a sector-by-sector basis, with 32 activities.⁷ The parameters related to CRS were obtained as follows: first, we framed the production supply observed in the TSA in a way that is compatible with IOT sectors. Furthermore, the relationship between this sectoral production and the final sectorial demand of the economy was observed.⁸

7. A Matlab code is disponible under request.

8. A question remains open: TSA output values tied to accommodation services sector were superior to those found in the IOT. Thus, we kept 100% of the allocation of this service to the tourism sector.

TABLE 1
Constant returns to scale parameters

	Tourism (supply)	Ceará (demand)	%
Public administration, safety, education and health publics and social security	1,666	28,556	5.8
Financial activities, insurance, and related services	41	5,900	0.7
Professional, scientific, and technical, administrative activities and complementary services	711	5,900	12.1
Sale and motor vehicles and motorcycles repairing	101	20,742	0.5
Manufacturing of food products	15	7,720	0.2
Manufacture of textile products, clothing and accessories, footwear, and leather goods	307	10,442	2.9
Food-serving services	3,067	5,418	56.6
Accommodation services	834	533	100.0
Transport, storage, and mail-order houses	1,768	7,144	24.7
Total	8,510	92,354	9.2

Source: IOT (available at: <https://www.ipece.ce.gov.br/tabela-de-recursos-e-usos-e-matriz-de-insumo-produto-regionais-pa-ra-economia-cearense/>; access: 3 Mar. 2022) and TSA data (available at: https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2018/12/Conta_Satelite_de_Turismo_CSTRCE2.pdf; access: 3 Mar. 2022).

Authors' elaboration.

Following these percentages, we set sectorial return to scale parameters (γ_j) and applied the algorithm aggregating relatively input-output shares, as for the tourism sector. In other words, we disaggregated the M1 and M2 matrices according to these percentages, and then we aggregated the breakdowns in the so-called “tourism sector”.

The pay-off is considerable here: we get consistent vectors concerning total demand (related to the economy in a wholly) and demand (related to intra-inter-sectoral outputs). But we face a problem: How demand is distributed among its components seems suspicious, because it doesn't perfectly match the TSA information.

To deal with this, two approaches can be implemented: Since the matrix is still balanced, one can proceed directly with the analysis of the generated IOT, disregarding the mismatches with the TSA demand vectors, if these mismatches are small. The other alternative would be to fix the demand vectors according to the TSA (which would unbalance the IOT) and apply a RAS method to the matrix to rebalance it.

Note that this issue does not prevent us from appropriately calculating the direct/indirect backward/forward linkage indices. On the other hand, induced multipliers, which directly depend on the household consumption vector, can vary according to the intensity of the resources valued in this vector. Even so, it is possible to compare the induced effects generated in the original IOT (without the

tourism sector) with those generated by the IOT under the CRS hypothesis (with the tourism sector). If these effects are relatively close, then there is evidence that the valuation of the demand vectors via the CRS approach, although not perfectly aligned with that of the TSA, should not produce spurious results.

4 METHODOLOGY AND THE PULL INDEX

Considering Leontief's basic model and following Rasmussen (1956) and Hirschman (1958), it is possible to estimate both the backward and forward linkage indices. The former relatively evaluates how much an industry would demand inputs from the economy, and the latter appraises how much the production of an industry is demanded as input in the economy.

Let ℓ_{ij} be an element of Leontief inverse matrix, $L = (I - A)^{-1}$; L^* be the average of all elements of L ; L_{*j} and L_{i*} be the sum of the j -th column and i -th row, respectively. Then, the indices are as follows:

1) Backward linkages index:

$$U_j = [L_{*j}/n]/L^* \quad (1)$$

2) Forward linkages index:

$$U_i = [L_{i*}/n]/L^* \quad (2)$$

Since such indexes are normalized, values greater than one suggest above-average sectors, therefore key sectors that tend to induce economic growth.⁹ In addition, since they are normalized, these indices are independent of measurement units, allowing intersectoral, interregional, and intertemporal comparisons.

According to Miller and Blair (2009), key sector classification in the manner of Rasmussen-Hirschman criteria means that sectors whose backward or forward linkages are greater than 1 are indeed key sectors suited to economic growth. McGilvray (1977) suggests that this classification should be more restrictive and that key sectors should be considered as those that have both backward and forward linkage indices greater than 1.

As the indicators are normalized, we must pay attention to those sectors with forward-backward linkages greater than 1. Thus, in general, sectors can be classified in four ways, as shown in the table 2.¹⁰

9. Criticisms addressed to these indices lies in the fact they do not consider different levels of production in each economic sector, which is considered when we employ Pure Indices of Interindustry Linkages.

10. In short, we get: i) weakly linked with other sectors, or generally independent on other sector (U_i and $U_j < 1$); ii) generally linked or dependent on other sectors (U_i and $U_j > 1$); iii) dependent on intersectoral supply (only $U_i > 1$); and iv) dependent on intersectoral demand (only $U_j > 1$).

TABLE 2
Industries description by backward and forward linkages indexes

		Forward linkage	
		Low (< 1)	High (> 1)
Backward linkage	Low (< 1)	Generally independent	Dependent on inter-industry demand
	High (> 1)	Dependent on interindustry supply	Generally dependent

Source: Miller and Blair (2009).
Authors' elaboration.

We can also verify how the linkage effects spread across the economy with the dispersion indices. Dispersions as for backward and forward linkages indices are determined, respectively:

$$V_j = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(\ell_{ij} - (L_{*j}/n))^2}{n-1}}}{L_{*j}/n} \quad (3)$$

and

$$V_i = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^n \frac{(\ell_{ij} - (L_{i*}/n))^2}{n-1}}}{L_{i*}/n} \quad (4)$$

A low dispersion value of the backward linkage index (V_j) means that the impact of a variation in the production of the sector under analysis will uniformly stimulate the others. In other words, the smaller the value of V_j is, the more sectors are related to intermediate demand induced by j . On the contrary, a high dispersion value suggests that the stimulus will be concentrated in a few sectors. Therefore, if a sector has a high value for U_j (greater than 1) and a concomitant low value for V_j , besides having great backward linkage, it will also have an extensive reach across multiple sectors in the inverse matrix.

Similarly, a low dispersion value of the forward linkage index (V_i) means that this sector will be uniformly demanded by the others. Thus, the smaller the value of V_i , the more sectors in which i will act as supplier. In contrast, a high value indicates that the inputs demanded from this sector will be concentrated in a few sectors. Consequently, if a sector has a high value of U_i (greater than 1) and a low value of V_i , in addition to the significant backward linkage, it will also reach many sectors in the inverse matrix.

Although not directly discussed throughout the literature, this idea permeates the field of influence concept: How each linkage in a sector gets along with the others depends on the coefficients of variation; thus, sectors with high dispersion indices tend to generate more misshapen vectors for the matrix of the

field of influence, while vectors with low dispersion indices tend to generate more homogeneous vectors.

In fact, a key sector should be listed as one in which U_i and U_j exceed unity and in which V_i and V_j are relatively low. Notice that it is possible to propose an index that aggregates all the Rasmussen-Hirschman indices presented above. Such an index is equal to the sum of forward and backward linkage indices, multiplied by one minus the ratio between the sectoral dispersion and the maximum sectoral dispersion, (V_i^+ and V_j^+), that is,

$$T_i = U_i \left(1 - \frac{V_i}{V_i^+} \right) + U_j \left(1 - \frac{V_j}{V_j^+} \right) \quad (5)$$

From equation (5), it is observed that the greater the relative sectorial dispersion, the less weight is given to the linkage index within the pull index. Such an index is new and has not yet been presented in the literature. This innovation has the advantage of synthesizing, in a single index, the whole idea behind the indicators presented above.

We also present impact direct, total, and induced multipliers for sectors.¹¹ The term “multiplier” is used to define the ratio between the total effect on the economy for a given initial stimulus made. They can be obtained with respect to effects on the product, tax revenue, employment, and household income, among others. Finally, the appendix also presents a methodological note and an ordered field of influence matrix.

5 RESULTS

Comparisons between some items of the TSA and the results obtained using the CRS hypothesis for the tourism industry are outlined below.

11. See Miller and Blair (2019) for a detailed discussion of these multipliers.

TABLE 3
Comparison between TSA and CRS

	TSA ¹	TSA (%CE)	CRS ¹	CRS (%CE)
Total output	8,510	5.2	8,631	5.2
IC	3,632	8.9	2,618	6.4
Gross added value	4,878	5.1	5,056	5.3
Remunerations	1,806	3.5	2,871	5.6
Gross operating surplus and gross mixed income	3,028	7.1	2,137	5.0
Taxes subsidies on products and imports	652	12.5	327	6.3
Factor labor	240,809	6.6	245,850	6.7
GDP	5,486	5.8	5,336	5.6
Export	6	0.0	315	1.3
Households' consumption	6,585	7.9	3,823	7.3
Government expenditures	1,666	6.0	1,616	5.8
Sum of the final demand vectors	8,257	5.0	8,631	5.2

Source: IOT (available at: <https://www.ipece.ce.gov.br/tabela-de-recursos-e-usos-e-matriz-de-insumo-produto-regionais-para-economia-cearense/>; access: 3 Mar. 2022) and TSA data (available at: https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2018/12/Conta_Satelite_de_Turismo_CSTRCE2.pdf; access: 3 Mar. 2022).

Authors' elaboration.

Note: ¹ Amounts in R\$ 1 million of 2013.

In general, regarding CRS, most of the results associated with the tourism sector align with those of TSA-CE. Our methodology suggests a smaller IC and a more equitable income distribution between wages and capital returns. As highlighted in section three, some inconsistency regarding demand components is expected and is observed here: exports are overvalued, and household consumption are undervalued over our proposal. As we highlight, this may be a second-order problem if the difference between the induced effects under our approach and the standard IOT is very small in the multiplier analysis.

Table 4 presents backward and forward linkages (L), their respective dispersions (D), and the pull index (P). As a comparison criterion, these were calculated for both original input-output matrix – IOM (disregarding tourism sector) and modified IOM (considering tourism sector formed through the CRS hypothesis). The results are ranked according to the proposed pull index.

From table 4, it is observed that the tourism sector has strong linkage indices, both forward (1.26) and backward (1.01). Tourism ranks fourteenth by the backward linkage index and sixth by the forward linkage index. Regarding dispersion indices, the sector has the eleventh lowest backward dispersion index (4.21) and the fifth lowest forward dispersion index (3.36). This ensures a pull index of 0.79 for the tourism sector, placing it fifth according to this criterion.

Appendix A provides an ordered field of influence matrix for the IOT with tourism included. The matrix indicates that tourism ranks sixth on the buyers' side and fourteenth on the sellers' side, which is consistent with previous results.

These findings differ somewhat from the literature, which often emphasizes tourism as a core activity but not necessarily as a major provider of inputs across the economy. Here, tourism shows its potential to provide widespread economic inputs. If one considers the pull index, which captures the relative importance and spillover effects of both sides, the relative significance of the tourism industry increases.

In summary, the inclusion of the tourism sector changes the ranking of some sectors, especially those close to tourism in terms of the pull index. However, most sectors maintain similar positions, indicating that, although tourism is an important sector, its inclusion based on the proposed methodologies does not drastically alter the economic structure initially observed in the original matrix.

TABLE 4
Linkage, dispersion and pull index for the Ceará economy

Sectors	Tourism not included				P	Tourism included				P
	Backward		Forward			Backward		Forward		
	L	D	L	D		L	D	L	D	
Trade and repair of motor vehicles and motorcycles	0.96	4.50	2.44	1.87	1.85	0.96	4.50	2.46	1.86	1.86
Professional, scientific and technical activities, administrative and complementary services	0.96	4.64	1.95	2.34	1.33	0.96	4.60	1.78	2.53	1.18
Transportation, storage and mail	1.03	4.36	1.73	2.62	1.18	1.03	4.28	1.49	2.97	0.97
Financial activities, insurance and related services	1.13	4.33	1.52	3.24	0.93	1.13	4.33	1.50	3.27	0.92
<i>Tourism</i>	-	-	-	-	-	1.01	4.21	1.26	3.36	0.79
Electricity and gas, water, sewage, waste management activities and decontamination	1.20	4.65	1.55	3.60	0.80	1.20	4.64	1.51	3.69	0.76
Extractive industries	1.01	4.16	1.07	3.95	0.61	1.01	4.14	1.07	3.92	0.62
Information and communication	1.24	4.19	1.19	4.37	0.61	1.24	4.17	1.19	4.37	0.61
Refining of petroleum and coke and alcohol and other biofuels	1.24	3.46	0.75	5.80	0.48	1.24	3.45	0.75	5.78	0.48
Manufacture of food products	1.14	3.90	0.89	5.04	0.47	1.15	3.90	0.90	4.99	0.48
Arts, culture, sport and recreation and other service activities	1.13	3.69	0.81	5.20	0.48	1.13	3.70	0.81	5.21	0.47
Beverage manufacturing	1.10	3.96	0.83	5.26	0.41	1.11	3.95	0.85	5.16	0.42

(Continues)

(Continued)

Sectors	Tourism not included					P	Tourism included				P
	Backward		Forward		P		Backward		Forward		
	L	D	L	D			L	D	L	D	
Metallurgy	1.08	4.06	0.88	5.02	0.42		1.09	4.06	0.88	5.02	0.42
Accommodation services	1.07	3.86	0.78	5.33	0.40						
Manufacture of non-metallic mineral products	1.04	4.19	0.87	5.03	0.38		1.04	4.19	0.86	5.05	0.38
Food services	1.04	3.99	0.86	4.84	0.45		1.05	3.98	0.79	5.27	0.38
Agriculture	0.86	5.02	0.98	4.39	0.33		0.86	5.02	0.98	4.41	0.33
Manufacture of wood products, except furniture, cellulose, paper and paper products and printing services and reproduction of recordings	0.99	4.43	0.87	5.04	0.33		0.99	4.43	0.87	5.04	0.33
Construction	1.00	4.47	0.88	5.06	0.32		1.00	4.47	0.88	5.09	0.31
Real estate activities	0.80	5.24	1.00	4.20	0.33		0.80	5.24	0.98	4.28	0.31
Manufacture of chemical products	0.99	4.48	0.86	5.13	0.30		0.99	4.48	0.86	5.13	0.30
Manufacture of motor vehicles, trailers and bodies and other transport equipment	1.03	4.16	0.77	5.60	0.30		1.03	4.16	0.77	5.59	0.30
Administration, defense, education and public health and social security	0.92	4.51	0.83	4.99	0.30		0.93	4.51	0.83	5.04	0.29
Manufacture of computer equipment, electronic and optical products, machines, appliances and electrical materials	0.97	4.34	0.77	5.53	0.26		0.98	4.34	0.77	5.52	0.26
Manufacture of pharmaceutical and pharmaceutical products	0.98	4.33	0.76	5.60	0.26		0.98	4.32	0.76	5.59	0.26
Private education and health	0.95	4.48	0.78	5.44	0.25		0.95	4.48	0.78	5.44	0.24
Manufacture of rubber and plastic products	0.92	4.63	0.80	5.31	0.23		0.92	4.63	0.80	5.31	0.23
Maintenance, repair and installation of machines and equipment	0.89	4.69	0.79	5.26	0.23		0.89	4.69	0.79	5.27	0.22
Manufacture of textile products, clothing and accessories, footwear and leather artifacts	0.95	4.65	0.81	5.43	0.22		0.95	4.64	0.81	5.44	0.22
Manufacture of metal products, except machines and equipment	0.89	4.76	0.79	5.31	0.21		0.89	4.76	0.79	5.31	0.21
Manufacture of machines and equipment	0.89	4.66	0.75	5.57	0.19		0.90	4.66	0.75	5.57	0.19
Other industrial activities	0.88	4.72	0.74	5.61	0.17		0.88	4.72	0.74	5.61	0.17
Domestic services	0.74	5.66	0.74	5.66	0.02		0.74	5.66	0.74	5.66	0.02

Authors' elaboration.

Obs.: L – linkage; D – dispersion; P – pull index.

Tables 5 to 9 display the multipliers for product, income/salaries, state sales tax (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços – ICMS), VA, and employment. The methodology used for disaggregation/aggregation, based on the assumption of CRS, may lead to misaligned demand component vectors when compared to those in the TSA. So, it was expected that differences in the household consumption vector would result in divergent induced effects when comparing the two data sets.

Our findings reveal that the induced effect for the output multiplier is, on average, 1.23% higher in the data set that includes tourism. As for other multipliers, the induced effects are, on average, 4% lower for wages, 0.16% lower for ICMS, 0.23% higher for employment, and 1.79% lower for VA. These differences are considered acceptable for the analysis and demonstrate a short level of misalignment in the demand components.

In general, the total multipliers (sum of simple and induced) for each sector in both IOTs are close. The most significant differences are observed in the arts, culture, sport and recreation and other service activities industry, with a 1.7% increase in the employment multiplier and a 3.6% reduction in the income multiplier. Consequently, the sector ranking according to their multipliers changes little when comparing the total multipliers of the two matrices (tourism included and not included), regardless of the multiplier analyzed. The similarity between multipliers and linkages in both IOTs suggests that a substantial part of the original IOT is preserved under the methodology proposed.¹²

TABLE 5
Output multipliers: IOT tourism not included and IOT tourism included

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Domestic services	1.00	2.00	3.00	1.00	2.02	3.02
Financial, insurance and related services activities	1.53	1.27	2.80	1.53	1.29	2.82
Administration, defense, education and public health and social security	1.25	1.52	2.77	1.25	1.54	2.79
Arts, culture, sport and recreation and other service activities	1.54	0.96	2.50	1.53	0.99	2.52
Information and communication	1.68	0.75	2.43	1.68	0.76	2.44
Private education and health	1.29	1.04	2.33	1.29	1.06	2.34
Professional, scientific and technical, administrative activities and complementary services	1.30	0.98	2.28	1.30	0.99	2.29

(Continues)

12. The analysis can be complemented through the use of pure linkage index and/or the use of Cella/Clements technique (Sonis et al., 1995). The approach is based on Miyazawa's concept of "internal" and "external" multipliers (Miyazawa, 1966).

(Continued)

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
<i>Tourism</i>	-	-	-	1.36	0.87	2.23
Accommodation services	1.46	0.75	2.21	-	-	-
Transport, storage and mail-order houses	1.39	0.78	2.17	1.39	0.79	2.18
Refining of petroleum and coke and of alcohol and other biofuels	1.68	0.42	2.10	1.68	0.43	2.11
Motor vehicles, trailers and bodies and other transport equipment	1.40	0.68	2.08	1.40	0.69	2.08
Food products	1.55	0.52	2.07	1.55	0.53	2.08
Sale and repair of motor vehicles and motorcycles	1.30	0.73	2.03	1.30	0.74	2.04
Textile products, clothing and accessories, footwear and leather goods	1.28	0.74	2.03	1.28	0.75	2.04
Electricity and gas, water, sewage, waste management and decontamination activities	1.63	0.40	2.03	1.63	0.41	2.03
Beverage manufacturing	1.50	0.52	2.02	1.50	0.53	2.03
Pharm chemicals and pharmaceuticals	1.32	0.63	1.95	1.32	0.63	1.96
Extractive industries	1.37	0.57	1.95	1.37	0.58	1.96
Construction	1.35	0.59	1.94	1.35	0.60	1.95
Food-serving services	1.42	0.52	1.94	1.42	0.53	1.94
Non-metallic mineral products	1.41	0.50	1.91	1.41	0.50	1.91
Wood products, other than furniture, of cellulose, paper and paper products and engraving printing and reproduction services	1.34	0.54	1.88	1.34	0.55	1.89
Computer equipment, electronic and optical products, machinery, appliances, and electrical materials	1.32	0.53	1.86	1.32	0.54	1.86
Machinery and equipment	1.21	0.63	1.84	1.21	0.64	1.85
Metallurgy	1.47	0.36	1.83	1.47	0.36	1.83
Metal products, except machinery and equipment	1.20	0.62	1.82	1.20	0.63	1.83
Rubber and plastic material products	1.24	0.57	1.81	1.24	0.57	1.82
Chemicals manufacturing	1.34	0.41	1.75	1.34	0.41	1.75
Other industrial activities	1.20	0.53	1.72	1.20	0.53	1.73
Machine maintenance, repair and installation. and equip	1.21	0.43	1.64	1.21	0.44	1.65
Agriculture	1.17	0.31	1.47	1.17	0.31	1.48
Real estate activities	1.08	0.07	1.16	1.08	0.07	1.16

Source: Input-output simulations.
Authors' elaboration.

TABLE 6
Income/wages multipliers: IOT tourism not included and IOT tourism included

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Domestic services	1.00	0.47	1.47	1.00	0.49	1.49
Administration, defense, education and public health and social security	0.76	0.35	1.11	0.76	0.37	1.13
Financial, insurance and related services activities	0.63	0.30	0.93	0.64	0.31	0.94
Private education and health	0.52	0.24	0.76	0.52	0.25	0.78
Professional, scientific and technical, administrative activities and complementary services	0.49	0.23	0.72	0.49	0.24	0.73
Arts, culture, sport and recreation and other service activities	0.48	0.22	0.70	0.49	0.24	0.73
<i>Tourism</i>	-	-	-	0.43	0.21	0.64
Transport, storage and mail	0.39	0.18	0.57	0.39	0.19	0.58
Accommodation services	0.38	0.18	0.55	-	-	-
Information and communication	0.37	0.18	0.55	0.37	0.18	0.56
Textile products, clothing and accessories, footwear and leather goods	0.37	0.17	0.54	0.37	0.18	0.55
Sale and repair of motor vehicles and motorcycles	0.37	0.17	0.54	0.37	0.18	0.54
Motor vehicles, trailers and bodies and other transport equipment	0.34	0.16	0.50	0.34	0.17	0.51
Machinery and equipment	0.31	0.15	0.46	0.32	0.15	0.47
Pharm chemicals and pharmaceuticals	0.31	0.15	0.46	0.31	0.15	0.47
Metal products, except machinery and equipment	0.31	0.15	0.46	0.31	0.15	0.46
Construction	0.30	0.14	0.44	0.30	0.14	0.44
Extractive industries	0.29	0.13	0.42	0.29	0.14	0.43
Rubber and plastic material products	0.28	0.13	0.41	0.28	0.14	0.42
Wood products, other than furniture, of cellulose, paper and paper products and engraving printing and reproduction services	0.27	0.13	0.40	0.27	0.13	0.41
Computer equipment, electronic and optical products, machinery, appliances and electrical materials	0.27	0.12	0.39	0.27	0.13	0.40
Other industrial activities	0.26	0.12	0.39	0.26	0.13	0.39
Beverage manufacturing	0.26	0.12	0.38	0.26	0.13	0.39
Food-serving services	0.26	0.12	0.38	0.26	0.13	0.39
Food products	0.26	0.12	0.38	0.26	0.13	0.39
Non-metallic mineral products	0.25	0.12	0.37	0.25	0.12	0.37

(Continues)

(Continued)

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Machine maintenance, repair and installation, and equip	0.22	0.10	0.32	0.22	0.11	0.32
Refining of petroleum and coke and of alcohol and other biofuels	0.21	0.10	0.31	0.21	0.10	0.31
Chemicals manufacturing	0.20	0.10	0.30	0.20	0.10	0.30
Electricity and gas, water, sewage, waste management and decontamination activities	0.20	0.09	0.29	0.20	0.10	0.30
Metallurgy	0.18	0.08	0.26	0.18	0.09	0.27
Agriculture	0.15	0.07	0.22	0.15	0.07	0.23
Real estate activities	0.04	0.02	0.05	0.04	0.02	0.05

Source: Input-output simulations.
Authors' elaboration.

TABLE 7
ICMS multipliers: IOT tourism not included and IOT tourism included

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Beverage manufacturing	0.008	0.000	0.008	0.008	0.000	0.008
Computer equipment, electronic and optical products, machinery, appliances and electrical materials	0.005	0.000	0.005	0.005	0.000	0.005
Metal products, except machinery and equipment	0.004	0.000	0.004	0.004	0.000	0.004
Wood products, other than furniture, of cellulose, paper and paper products and engraving printing and reproduction services	0.003	0.000	0.003	0.003	0.000	0.003
Rubber and plastic material products	0.002	0.000	0.003	0.002	0.000	0.003
Motor vehicles, trailers and bodies and other transport equipment	0.002	0.000	0.002	0.002	0.000	0.002
Machinery and equipment	0.002	0.000	0.002	0.002	0.000	0.002
Other industrial activities	0.002	0.000	0.002	0.002	0.000	0.002
Metallurgy	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001
Textile products, clothing and accessories, footwear and leather goods	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001
Chemicals manufacturing	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001
Non-metallic mineral products	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001
Food products	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001
Food-serving services	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001
Domestic services	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001

(Continues)

(Continued)

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Administration, defense, education and public health and social security	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001
<i>Tourism</i>	-	-	-	0.000	0.000	0.001
Financial, insurance and related services activities	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Arts, culture, sport and recreation and other service activities	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Professional, scientific and technical, administrative activities and complementary services	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sale and repair of motor vehicles and motorcycles	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Accommodation services	0.000	0.000	0.000	-	-	-
Private education and health	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Construction	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Information and communication	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Transport, storage and mail-order houses	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pharm chemicals and pharmaceuticals	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Machine maintenance, repair and installation, and equip	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Extractive industries	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Refining of petroleum and coke and of alcohol and other biofuels	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Agriculture	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Electricity and gas, water, sewage, waste management and decontamination activities	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Real estate activities	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Source: Input-output simulations.
Authors' elaboration.

TABLE 8
VA multipliers: IOT tourism not included and IOT tourism included

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Domestic services	1.000	1.182	2.182	1.000	1.202	2.202
Administration, defense, education and public health and social security	0.903	0.898	1.800	0.903	0.914	1.817
Financial, insurance and related services activities	0.900	0.749	1.650	0.900	0.763	1.663

(Continues)

(Continued)

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Professional, scientific and technical, administrative activities and complementary services	0.903	0.578	1.481	0.902	0.587	1.490
Private education and health	0.811	0.615	1.426	0.811	0.627	1.438
Arts, culture, sport and recreation and other service activities	0.808	0.565	1.373	0.811	0.587	1.398
Sale and repair of motor vehicles and motorcycles	0.903	0.432	1.335	0.903	0.439	1.342
Information and communication	0.868	0.442	1.310	0.866	0.448	1.314
<i>Tourism</i>	-	-	-	0.797	0.514	1.311
Accommodation services	0.812	0.444	1.256	-	-	-
Transport, storage and mail-order houses	0.707	0.462	1.169	0.708	0.470	1.178
Extractive industries	0.777	0.338	1.115	0.780	0.346	1.125
Food-serving services	0.774	0.308	1.081	0.773	0.313	1.086
Real estate activities	0.977	0.043	1.020	0.977	0.044	1.021
Agriculture	0.826	0.181	1.007	0.826	0.184	1.010
Construction	0.653	0.350	1.004	0.653	0.356	1.009
Pharm chemicals and pharmaceuticals	0.632	0.369	1.000	0.632	0.375	1.007
Textile products, clothing and accessories, footwear and leather goods	0.533	0.438	0.971	0.533	0.446	0.980
Beverage manufacturing	0.647	0.309	0.956	0.647	0.314	0.961
Machine maintenance, repair and installation, and equip	0.692	0.256	0.949	0.692	0.261	0.953
Non-metallic mineral products	0.641	0.294	0.936	0.642	0.299	0.941
Machinery and equipment	0.545	0.372	0.917	0.545	0.378	0.923
Motor vehicles, trailers and bodies and other transport equipment	0.489	0.402	0.892	0.489	0.409	0.899
Wood products, other than furniture, of cellulose, paper and paper products and engraving printing and reproduction services	0.553	0.321	0.874	0.553	0.327	0.880
Food products	0.553	0.307	0.860	0.553	0.312	0.865
Other industrial activities	0.533	0.310	0.844	0.534	0.316	0.849
Metal products, except machinery and equipment	0.460	0.368	0.828	0.460	0.374	0.834
Rubber and plastic material products	0.462	0.334	0.796	0.462	0.340	0.802
Electricity and gas, water, sewage, waste management and decontamination activities	0.547	0.237	0.783	0.547	0.240	0.787
Computer equipment, electronic and optical products, machinery, appliances and electrical materials	0.376	0.315	0.691	0.376	0.321	0.697

(Continues)

(Continued)

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Chemicals manufacturing	0.352	0.240	0.592	0.353	0.244	0.598
Metallurgy	0.337	0.210	0.547	0.338	0.214	0.552
Refining of petroleum and coke and of alcohol and other biofuels	0.272	0.248	0.521	0.274	0.253	0.527

Source: Input-output simulations.
Authors' elaboration.

TABLE 9
Employment multipliers: IOT tourism not included and IOT tourism included

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Domestic services	204	52	256	204	51	256
Accommodation services	96	19	115	-	-	-
Arts, culture, sport and recreation and other service activities	66	25	90	64	25	89
Agriculture	76	8	84	76	8	84
Private education and health	36	27	63	36	27	63
Sale and repair of motor vehicles and motorcycles	40	19	59	40	19	59
<i>Tourism</i>	-	-	-	36	22	58
Professional, scientific and technical, administrative activities and complementary services	31	25	57	31	25	56
Food services	43	13	56	43	13	56
Administration, defense, education and public health and social security	17	39	56	17	39	56
Textile products, clothing and accessories, footwear and leather goods	35	19	54	35	19	54
Transport, storage and mail	29	20	49	29	20	49
Financial, insurance and related services activities	12	33	45	12	33	45
Construction	28	15	43	28	15	43
Machinery and equipment	27	16	43	27	16	43
Metal products, except machinery and equipment	27	16	43	27	16	43
Motor vehicles, trailers and bodies and other transport equipment	25	18	43	25	18	43
Food products	28	13	41	28	13	41
Rubber and plastic material products	26	15	40	26	15	40
Pharm chemicals and pharmaceuticals	24	16	40	24	16	40

(Continues)

(Continued)

	Tourism not included			Tourism included		
	Simple	Induced	Total	Simple	Induced	Total
Information and communication	18	19	37	18	19	37
Other industrial activities	23	14	37	23	14	37
Wood products, other than furniture, of cellulose, paper and paper products and engraving printing and reproduction services	22	14	36	22	14	36
Non-metallic mineral products	23	13	35	23	13	35
Computer equipment, electronic and optical products, machinery, appliances and electrical materials	17	14	31	17	14	31
Beverage manufacturing	16	14	30	17	13	30
Machine maintenance, repair and installation, and equip	16	11	28	16	11	28
Extractive industries	11	15	26	12	15	27
Refining of petroleum and coke and of alcohol and other biofuels	12	11	23	13	11	23
Chemicals manufacturing	11	10	22	12	10	22
Electricity and gas, water, sewage, waste management and decontamination activities	10	10	20	10	10	20
Metallurgy	11	9	20	11	9	20
Real estate activities	2	2	4	2	2	4

Source: Input-output simulations.
Authors' elaboration.

6 CONCLUSIONS

As pointed out by Coelho (1991), the standard way to analyze the role of tourism in GDP is by examining tourist consumption. This approach is necessary due to the significant difficulty in defining what constitutes tourist supply and production. Tourism, by its very nature, involves a degree of nuance and immateriality in the provision of services, making it challenging to establish an explicit definition.

The consumption-based approach aligns with the “subjective school” of thought, as opposed to the “sectoral school”, which attempts to quantify tourist activity through production (tourist supply). Whether directly or indirectly, tourist consumption generates VA that can be compared with the overall VA to the economy (GDP). Therefore, researchers often investigate the contribution of VA from tourism relative to the total VA to the Brazilian economy in each period.

The state of Ceará stands out in data availability for presenting his own IOT and TSA. These data sets support the sectoral school and then the CRS hypothesis was used to disaggregate a part of production tied to TCAs outlined

in the IOT-CE. The results were aggregated in what can be called the “tourism sector”. This approach generates a new IOT, whose structure is very similar to the former matrix, but with a tourism sector well defined, making it possible to explore a series of relevant questions.

In addition, a new index capable of indicating key sectors for the economy is proposed. This new “pull index” reconciles the Rasmussen-Hirschman dispersion and linkage indices intuitively. Based on it, we demonstrate that the tourism sector occupies the fifth place among the 32 IOT sectors that ‘pull’ the development of Ceará. In particular, the results guided by the index suggest that tourism pulls the economy more than traditional sectors, such as construction, extractive industries, and oil refining sector.

To ascertain the participation of the tourism sector in the economy, product, income/salary, ICMS, VA, and employment multipliers to this sector were also calculated. We found that, with respect to R\$ 1.00 added to the final demand in the tourism sector, there would be an increase of R\$ 2.23, which R\$ 1.36 would be due to effects on the production process and about R\$ 0.87 on account of household consumption. Regarding wages, tourism is the 7th sector that could contribute most in terms of income generation for the Ceará population for a given monetary incentive. In terms of ICMS, tourism sector is very close to the average of the economy. Finally, in terms of the employment multiplier, for every million increases in tourist demand, there would be a generation of approximately 58 jobs created in Ceará, of which 36 would be direct and 22 induced by income and household consumption.

In short, the approach presented here, based on the TSA regional concept in relation to the IOM, proves to be a great framework for public policy managers interested in the tourism segment. This framework provides detailed insights into how tourism connects with other economic sectors, enabling targeted interventions.

For example, the analysis can identify key sectors influenced by tourism, guiding investments in supporting infrastructure. Understanding the employment multipliers associated with tourism can inform workforce development programs to ensure the local labor force meets the increased demand from tourism activity.

Additionally, knowing the contribution of tourism to ICMS can help develop tax incentives for businesses that support tourism, boosting their growth and economic contribution. By recognizing the spillover effects of tourism on sectors like construction and manufacturing, policymakers can create comprehensive development strategies that leverage tourism to stimulate broader economic growth.

Last, but not least, a significant contribution to the literature is the proposal of the pull index, which aims to combine all the dispersion and sectoral linkage indices,

considering the relative importance of each sector. This innovative proposal is both simple and attractive, allowing for the identification of key sectors in the economy by considering both their inflows and outflows, in terms of size and dispersion.

We believe that these measures presented here demonstrate how this analytical approach can aid in creating effective, evidence-based public policies that maximize the economic benefits of tourism.

REFERENCES

- BRIDA, J. G.; PEREYRA, J. S.; SUCH DEVESEA, M. J. Evaluating the contribution of tourism to economic growth. **Anatolia**, v. 19, n. 2, p. 351-357, 2008.
- CASIMIRO FILHO, F.; GUILHOTO, J. J. M. Matriz insumo-produto para a economia brasileira: construção e análise das relações intersetoriais. **Análise Econômica**, v. 21, n. 40, p. 227-263, Sept. 2003.
- COELHO, M. F. Turismo e renda na economia brasileira. **Revista Turismo em Análise**, São Paulo, v. 2, n. 1, p. 7-12, 1991.
- FIGINI, P.; PATUELLI, R. Estimating the economic impact of tourism in the European Union: review and computation. **Journal of Travel Research**, v. 61, n. 6, p. 1409-1423, 2022.
- FJP – FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Economia do turismo de Minas Gerais 2010-2014**. Belo Horizonte: FJP, 2017. (Estatística e Informações, n. 1).
- FOCHEZATTO, A.; SCHAIDHAUER, M.; BOHNENBERGER, D. Avaliação dos impactos econômicos do turismo de eventos em Porto Alegre/RS. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, Salvador, ano 20, v. 2, n. 40, p. 116-133, Aug. 2018.
- GONÇALVES, C. C. S.; FARIA, D. M. C. P.; HORTA, T. de A. P. Metodologia para mensuração das atividades características do turismo: uma aplicação para o Brasil e suas Unidades da Federação. **Revista Brasileira de Pesquisa em Turismo**, São Paulo, v. 14, n. 3, p. 89-108, Sept.-Dec. 2020.
- HADDAD, E. A.; PORSE, A. A.; RABAHY, W. Domestic tourism and regional inequality in Brazil. **Tourism Economics**, v. 19, n. 1, p. 173-186, 2013.
- HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University Press, 1958.
- IPECE – INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. **Os impactos econômicos da operacionalização do Centro de Eventos do Ceará (CEC)**. Fortaleza: Ipece, Sept. 2012a. (Informe, n. 40).

IPECE – INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. **Os impactos econômicos do Acuario Ceará e sua viabilidade.** Fortaleza: Ipece, Dec. 2012b. (Informe, n. 48).

IPECE – INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. **Impactos da Copa das Confederações na economia cearense:** uma avaliação a partir do fluxo turístico. Fortaleza: Ipece, Dec. 2013. (Informe, n. 69).

LAGE, B. H. G.; MILONE, P. C. **Economia do turismo.** Campinas: Papirus, 1991.

LUNDBERG, D. E.; KRISHNAMOORTHY, M.; STAVENGA, M. H. **Tourism economics.** New York: John Wiley and Sons, 1995.

MCGILVRAY, J. W. Linkages, key sectors and development strategy. In: LEONTIEF, W. (Ed.). **Structure, system and economic policy.** New York: Cambridge University Press, 1977. p. 49-56.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis:** foundations and extensions. 2nd ed. New York: Cambridge University Press, 2009.

MIYAZAWA, K. Internal and external matrix multipliers in the input-output model. **Hitotsubashi Journal of Economics**, v. 7, n. 1, p. 38-55, June 1966.

OLIVEIRA, F. M. de. As políticas de turismo no Brasil nos anos noventa. **Revista Turismo em Análise**, São Paulo, v. 19, n. 2, p. 177-200, Aug. 2008.

RASMUSSEN, P. **Studies in intersectoral relations.** Amsterdam: North Holland, 1956.

RIBEIRO, L. C. de S.; ANDRADE, J. R. de L.; MOTTA, G. P. da. Impactos económicos de los gastos turísticos en Sergipe y sus efectos colaterales en el resto de Brasil. **Estudios y Perspectivas en Turismo**, v. 23, n. 3, p. 447-466, July 2014.

RIBEIRO, L. C. de S. et al. Tourism and regional development in the Brazilian Northeast. **Tourism Economics**, v. 23, n. 3, p. 717-727, 2017.

SAKOWSKI, P. A. M. **Aspectos metodológicos do sistema integrado de informações sobre o mercado de trabalho no setor turismo.** Rio de Janeiro: Ipea, June 2013. (Texto para Discussão, n. 1842).

SMERAL, E. The economic impact of tourism: beyond satellite accounts. **Tourism Analysis**, v. 10, n. 1, p. 55-64, 2005.

SONIS, M. et al. Linkages, key sectors and structural change: some new perspectives. **The Developing Economies**, v. 32, n. 3, p. 233-270, Sept. 1995.

SOUZA, P. I. A. de; GUILHOTO, J. J. M.; SILVEIRA NETO, R. da M. O setor de turismo na região Nordeste: medidas e impactos a partir da matriz insumo-produto inter-regional. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2016, Florianópolis, Santa Catarina. **Proceedings...** Florianópolis: Anpec, 2016.

TAKASAGO, M.; MOLLO, M. de L. R. O potencial gerador de crescimento, renda e emprego do turismo no Distrito Federal: Brasil. **Revista Turismo em Análise**, v. 22, n. 2, p. 445-469, Aug. 2011.

TAKASAGO, M. et al. O potencial criador de emprego e renda do turismo no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 3, p. 431-460, Dec. 2010.

COMPLEMENTARY BIBLIOGRAPHY

SINCLAIR, M. T.; STABLER, M. **The economics of tourism**. 1st ed. London: Routledge, 1997.

APPENDIX A

FIELD OF INFLUENCE

The field of influence approach shows how variations in direct coefficients are distributed across the economy, enabling the establishment of the most important relationships between sectors. Additionally, the methodology demonstrated a strong association with the previous one, such that the main linkage ties coincided with the highest linkage indices.

Define $E=[\epsilon_{ij}]$ as the matrix of incremental variations in direct input coefficients. Therefore, the corresponding Leontief inverse matrix will be given by:

$B(\epsilon) = [I - A - \epsilon]^{-1} = b_{ij}(\epsilon)$. If the variation is small and occurs only in one direct

coefficient, that is, $\epsilon_{ij} = \begin{cases} \epsilon > 0, & \text{if } i = i_1 \text{ and } j = j_1 \\ 0 & \text{if } i \neq i_1 \text{ or } j \neq j_1 \end{cases}$, then the influence field of

this variation can be approximated by: $F(\epsilon_{ij}) = \frac{[B(\epsilon_{ij}) - B]}{\epsilon_{ij}}$, in which $F(\epsilon_{ij})$ is a square

matrix representing the influence field of the coefficient a_{ij} . To determine the coefficients with the largest influence fields, it is necessary to associate a value with each matrix $F(\epsilon_{ij})$, given by: $S_{ij} = \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n [f_{kl}(\epsilon_{ij})]^2$, in which S_{ij} represents the value associated with the matrix $F(\epsilon_{ij})$.

As a result, for each technical coefficient $a_{ij} \in A$, there will be an associated value S_{ij} . Therefore, the direct coefficients with the highest S_{ij} values will be those with the largest influence fields in the economy, representing the most significant linkage ties in the economic system.

TABLE A.1
Field of influence matrix

Sectors	F30	F7	F3	F11	F4	F20	F17	F12	F24	F15	F26	F5	F8	F6	F13	F16	F14	F28	F27	F2	F1	F25	F19	F18	F21	F29	F23	F22	F31	F9	F10	F32	
Trade and repair of motor vehicles and motorcycles	F1	5,60	5,60	5,41	5,16	5,10	5,10	4,98	4,89	4,71	4,68	4,64	4,63	4,57	4,53	4,49	4,46	4,40	4,39	4,34	4,32	4,28	4,27	4,17	4,14	4,03	4,01	4,00	3,97	3,89	3,60	3,33	
Professional, scientific and technical activities, administrative and support services	F2	4,06	4,06	3,92	3,74	3,70	3,70	3,62	3,55	3,42	3,40	3,37	3,36	3,31	3,29	3,26	3,23	3,20	3,19	3,15	3,14	3,10	3,10	3,02	3,00	2,93	2,91	2,90	2,88	2,82	2,61	2,41	
Electricity and gas, water, sewage, waste management activities and decontamination	F3	3,45	3,45	3,33	3,18	3,14	3,14	3,07	3,01	2,90	2,89	2,86	2,85	2,81	2,79	2,77	2,75	2,75	2,71	2,71	2,67	2,66	2,64	2,63	2,57	2,55	2,49	2,47	2,46	2,45	2,39	2,22	2,05
Financial activities, insurance and related services	F4	3,43	3,42	3,31	3,16	3,12	3,12	3,05	2,99	2,88	2,87	2,84	2,83	2,79	2,77	2,75	2,73	2,73	2,70	2,69	2,65	2,65	2,62	2,61	2,55	2,53	2,47	2,46	2,45	2,43	2,38	2,20	2,04
Transportation, storage and mail	F5	3,39	3,39	3,27	3,12	3,09	3,09	3,02	2,96	2,85	2,84	2,81	2,80	2,77	2,74	2,72	2,70	2,70	2,67	2,66	2,63	2,62	2,59	2,59	2,52	2,51	2,44	2,43	2,42	2,41	2,35	2,18	2,01
Tourism	F6	2,88	2,88	2,78	2,65	2,62	2,62	2,56	2,51	2,42	2,41	2,39	2,38	2,35	2,33	2,31	2,29	2,29	2,26	2,26	2,23	2,22	2,20	2,19	2,14	2,13	2,07	2,06	2,05	2,04	2,00	1,85	1,71
Information and communication	F7	2,70	2,70	2,61	2,49	2,46	2,46	2,41	2,36	2,27	2,26	2,24	2,23	2,20	2,19	2,17	2,15	2,15	2,13	2,12	2,09	2,09	2,06	2,06	2,01	2,00	1,95	1,94	1,93	1,92	1,87	1,74	1,61
Extractive industries	F8	2,44	2,43	2,35	2,24	2,22	2,22	2,17	2,13	2,05	2,04	2,02	2,01	1,99	1,97	1,95	1,94	1,94	1,92	1,91	1,89	1,88	1,86	1,81	1,80	1,75	1,74	1,73	1,69	1,57	1,45		
Agriculture	F9	2,24	2,24	2,16	2,06	2,04	2,04	1,99	1,96	1,89	1,87	1,86	1,85	1,83	1,81	1,80	1,78	1,78	1,76	1,76	1,73	1,73	1,71	1,71	1,67	1,66	1,61	1,61	1,60	1,59	1,55	1,44	1,33
Real estate activities	F10	2,23	2,23	2,16	2,06	2,03	2,03	1,99	1,95	1,88	1,87	1,85	1,85	1,82	1,81	1,79	1,78	1,78	1,76	1,75	1,73	1,72	1,71	1,70	1,66	1,65	1,61	1,60	1,59	1,58	1,55	1,44	1,33
Manufacture of food products	F11	2,04	2,04	1,97	1,88	1,86	1,86	1,82	1,78	1,72	1,71	1,69	1,69	1,67	1,65	1,64	1,63	1,63	1,61	1,60	1,58	1,58	1,56	1,56	1,52	1,51	1,47	1,46	1,46	1,45	1,42	1,31	1,21
Metallurgy	F12	2,01	2,01	1,94	1,85	1,83	1,83	1,79	1,75	1,69	1,68	1,66	1,66	1,64	1,62	1,61	1,60	1,60	1,58	1,57	1,55	1,55	1,53	1,53	1,49	1,48	1,45	1,44	1,43	1,42	1,39	1,29	1,19
Construction	F13	2,00	2,00	1,93	1,84	1,82	1,82	1,78	1,75	1,68	1,67	1,66	1,65	1,63	1,62	1,60	1,59	1,59	1,57	1,57	1,55	1,54	1,53	1,52	1,49	1,48	1,44	1,43	1,42	1,39	1,29	1,19	
Manufacture of wood products, except furniture, cellulose, paper and paper products and printing services and reproduction of recordings	F14	1,98	1,98	1,92	1,83	1,81	1,81	1,77	1,73	1,67	1,66	1,64	1,64	1,62	1,61	1,59	1,58	1,58	1,56	1,56	1,54	1,53	1,52	1,51	1,48	1,47	1,43	1,42	1,42	1,41	1,38	1,28	1,18
Manufacture of non-metallic mineral products	F15	1,97	1,97	1,90	1,81	1,79	1,79	1,75	1,72	1,66	1,65	1,63	1,63	1,61	1,59	1,58	1,57	1,57	1,55	1,55	1,53	1,52	1,51	1,50	1,47	1,46	1,42	1,41	1,41	1,40	1,37	1,27	1,17
Manufacture of chemical products	F16	1,97	1,97	1,90	1,81	1,79	1,79	1,75	1,72	1,66	1,65	1,63	1,63	1,61	1,59	1,58	1,57	1,57	1,55	1,55	1,52	1,52	1,50	1,50	1,47	1,46	1,42	1,41	1,41	1,40	1,37	1,27	1,17
Beverage manufacturing	F17	1,94	1,93	1,87	1,78	1,76	1,76	1,72	1,69	1,63	1,62	1,60	1,60	1,58	1,57	1,55	1,54	1,54	1,52	1,52	1,50	1,49	1,48	1,48	1,44	1,43	1,39	1,38	1,37	1,34	1,24	1,15	

Sellers

(Continues)

Buyers

(Continued)

Sectors	F30	F7	F3	F11	F4	F20	F17	F12	F24	F15	F26	F5	F8	F6	F13	F16	F14	F28	F27	F2	F1	F25	F19	F18	F21	F29	F23	F22	F31	F9	F10	F32	
Public administration, defense, public education and health, and social security	F18	1,89	1,89	1,82	1,74	1,72	1,72	1,68	1,65	1,59	1,58	1,56	1,54	1,53	1,51	1,50	1,48	1,48	1,48	1,46	1,46	1,44	1,44	1,40	1,39	1,36	1,35	1,35	1,34	1,31	1,21	1,12	
	F19	1,84	1,84	1,78	1,70	1,68	1,68	1,64	1,61	1,55	1,54	1,53	1,50	1,49	1,48	1,47	1,47	1,45	1,45	1,43	1,42	1,41	1,41	1,37	1,36	1,33	1,32	1,32	1,31	1,28	1,19	1,09	
Manufacture of textiles, apparel, footwear and leather goods	F20	1,84	1,84	1,77	1,69	1,67	1,67	1,64	1,61	1,55	1,54	1,52	1,50	1,49	1,47	1,46	1,46	1,45	1,44	1,42	1,42	1,40	1,40	1,37	1,36	1,32	1,32	1,31	1,30	1,27	1,18	1,09	
	F21	1,83	1,82	1,76	1,68	1,66	1,66	1,62	1,59	1,54	1,53	1,51	1,49	1,48	1,46	1,45	1,45	1,44	1,43	1,41	1,41	1,39	1,39	1,36	1,35	1,32	1,31	1,30	1,30	1,27	1,17	1,08	
Manufacture of metal products, except machinery and equipment	F22	1,81	1,81	1,75	1,67	1,65	1,65	1,61	1,58	1,53	1,52	1,50	1,48	1,47	1,45	1,44	1,44	1,43	1,42	1,40	1,40	1,38	1,38	1,35	1,34	1,31	1,30	1,29	1,29	1,26	1,17	1,08	
	F23	1,81	1,81	1,75	1,67	1,65	1,65	1,61	1,58	1,52	1,51	1,50	1,47	1,46	1,45	1,44	1,44	1,42	1,42	1,40	1,40	1,38	1,38	1,35	1,34	1,30	1,30	1,29	1,28	1,25	1,16	1,07	
Food services	F24	1,81	1,80	1,74	1,66	1,64	1,64	1,61	1,58	1,52	1,51	1,50	1,49	1,47	1,46	1,45	1,44	1,44	1,42	1,42	1,40	1,39	1,38	1,38	1,34	1,33	1,30	1,29	1,29	1,28	1,25	1,16	1,07
	F25	1,78	1,78	1,72	1,64	1,62	1,62	1,59	1,56	1,50	1,49	1,48	1,48	1,45	1,44	1,43	1,42	1,42	1,40	1,40	1,38	1,38	1,36	1,36	1,33	1,32	1,29	1,28	1,27	1,24	1,15	1,06	
Manufacture of motor vehicles, trailers and bodies and other transport equipment	F26	1,75	1,75	1,69	1,61	1,59	1,59	1,56	1,53	1,47	1,46	1,45	1,45	1,43	1,42	1,40	1,39	1,38	1,37	1,35	1,35	1,34	1,33	1,30	1,29	1,26	1,25	1,25	1,24	1,21	1,13	1,04	
	F27	1,75	1,75	1,69	1,61	1,59	1,59	1,56	1,53	1,47	1,46	1,45	1,45	1,43	1,42	1,40	1,39	1,38	1,37	1,35	1,35	1,34	1,33	1,30	1,29	1,26	1,25	1,25	1,24	1,21	1,13	1,04	
Manufacture of computer, electronic and optical products, electrical equipment, machinery, and apparatus	F28	1,73	1,72	1,67	1,59	1,57	1,57	1,54	1,51	1,45	1,44	1,43	1,43	1,41	1,40	1,39	1,37	1,36	1,35	1,34	1,33	1,32	1,32	1,28	1,28	1,24	1,24	1,22	1,20	1,11	1,03		
	F29	1,71	1,71	1,65	1,57	1,55	1,55	1,52	1,49	1,44	1,43	1,42	1,41	1,39	1,38	1,37	1,36	1,36	1,34	1,34	1,32	1,32	1,31	1,30	1,27	1,26	1,23	1,22	1,21	1,19	1,10	1,01	
Manufacture of machinery and equipment	F30	1,71	1,70	1,65	1,57	1,55	1,55	1,52	1,49	1,44	1,43	1,41	1,41	1,39	1,38	1,37	1,36	1,36	1,34	1,34	1,32	1,32	1,30	1,30	1,27	1,26	1,23	1,22	1,21	1,18	1,10	1,01	
	F31	1,69	1,69	1,63	1,56	1,54	1,54	1,51	1,48	1,43	1,42	1,40	1,40	1,38	1,37	1,36	1,35	1,33	1,33	1,31	1,31	1,29	1,29	1,26	1,25	1,22	1,21	1,21	1,20	1,17	1,09	1,01	
Other industrial activities	F32	1,68	1,68	1,63	1,55	1,53	1,53	1,50	1,47	1,42	1,41	1,40	1,39	1,37	1,36	1,35	1,34	1,32	1,32	1,30	1,30	1,29	1,28	1,25	1,24	1,21	1,21	1,20	1,19	1,17	1,08	1,00	
Domestic services																																	

Sellers

Authors' elaboration.

Originais submetidos em: set. 2023.

Última versão recebida em: jul. 2024.

Aprovada em: jul. 2024.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas, se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Alice Souza Lopes

Revisão

Amanda Ramos Marques Honorio

Cláudio Passos de Oliveira

Denise Pimenta de Oliveira

Emilly Dias de Matos

Gisela Carneiro de Magalhães Ferreira

Leticia Luiza de Souza

Nayane Santos Rodrigues

Reginaldo da Silva Domingos

Susana Sousa Brito

Yally Schayany Tavares Teixeira

Jennyfer Alves de Carvalho (estagiária)

Katarinne Fabrizzi Maciel do Couto (estagiária)

Editoração

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Acesse nossas publicações



Acompanhe nossas redes sociais



Missão do Ipea

Qualificar a tomada de decisão do Estado e o debate público.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
**PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO**

ISSN 0100-0551



9 770100 055040

Apoio editorial

